

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA NÁRODOHOSPODÁŘSKÁ

Interakce měnové a fiskální politiky v České republice
Interaction of Fiscal and Monetary Policies in the Czech Republic

Student: Bc. Marek Žingor
Vedoucí diplomové práce: Ing. Tomáš Wroblowský, Ph.D.

Ostrava 2018

VŠB - Technická univerzita Ostrava
Ekonomická fakulta
Katedra národohospodářská

Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Marek Žingor**
Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa
Studijní obor: 6202T027 Národní hospodářství
Téma: Interakce měnové a fiskální politiky v České republice
Interaction of Fiscal and Monetary Policies in the Czech Republic
Jazyk vypracování: čeština

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
 2. Teoretický rámec interakce hospodářských politik
 3. Empirická východiska a specifikace modelu
 4. Odhad modelu a zhodnocení výsledků
 5. Závěr
- Seznam použité literatury
Seznam zkratk
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce
Seznam příloh
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

BUTI, Marco, Jorgen von HAGEN and Carlos MARTINEZ-MONGAY. *The Behaviour of Fiscal Authorities: Stabilization, Growth and Institutions*. New York: Palgrave, 2002. ISBN 0-333-98495-1.
JANKŮ, Jan, Stanislav KAPPEL a Zuzana KUČEROVÁ. Interakce monetární a fiskální politiky zemí visegrádské skupiny. *Politická ekonomie*. 2014, č. 4, s. 459-479. ISSN 0032-3233.
CORSETTI, Giancarlo, Luca DEDOLA, Marek JAROCINSKI, Bartosz MACKOWIAK and Sebastian SCHMIDT. Macroeconomic Stabilization, Monetary-Fiscal Interactions, and Europe's Monetary Union. *ECB Working Paper*. No. 1988, 2016. ISSN 1725-2806.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **Ing. Tomáš Wroblowský, Ph.D.**

Datum zadání: 24.11.2017

Datum odevzdání: 27.04.2018

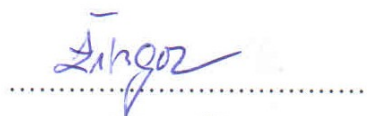


Ing. Jiří Balcar, Ph.D.
vedoucí katedry

prof. Dr. Ing. Zdeněk Zmeškal
děkan fakulty

„Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně příloh, vypracoval samostatně.“

V Ostravě dne 27. dubna 2018



Marek Žingor

Zde bych chtěl rád poděkovat vedoucímu mé diplomové práce panu Ing. Tomáši Wroblowskému, Ph.D. za odborné vedení, výbornou spolupráci, cenné připomínky a veškeré informace potřebné pro mou diplomovou práci.

Obsah

1. Úvod.....	5
2. Teoretický rámec interakce hospodářských politik	6
2.1 Historický přehled uplatňování hospodářských politik.....	7
2.2 Teoretická východiska interakce fiskální a monetární politiky z pohledu teorie her....	11
2.2.1 Nashova rovnováha	13
2.2.2 Stackelbergova rovnováha.....	16
3. Empirická východiska a specifikace modelu	18
3.1 Formulace modelu a popis dat	19
3.2 Specifikace modelu	21
3.3 Analýza vstupních časových řad	23
3.3.1 Časové řady a jejich grafický vývoj	25
3.3.2 Analýza extrémních a chybějících hodnot.....	28
3.3.3 Dekompozice časových řad	30
3.4 Analýza korelační matice proměnných	32
3.4.1 Křížová korelace.....	33
3.5 Statistická verifikace odhadnutých parametrů a modelu.....	37
3.5.1 Test statistické významnosti parametrů modelu monetární politiky	38
3.5.2 Test statistické významnosti parametrů modelu fiskální politiky	39
3.5.3 Statistická verifikace modelu monetární politiky jako celku	41
3.5.4 Statistická verifikace modelu fiskální politiky jako celku.....	41
3.6 Ekonometrická verifikace.....	42
3.6.1 Autokorelace v modelu monetární politiky	42
3.6.2 Autokorelace v modelu fiskální politiky	46
3.6.3 Heteroskedasticita v modelu monetární politiky	48
3.6.4 Heteroskedasticita v modelu fiskální politiky	49
3.6.5 Multikolinearita v modelu monetární politiky.....	49

3.6.6	Multikolinearita v modelu fiskální politiky.....	51
3.6.7	Testování normality reziduí monetárního modelu.....	52
3.6.8	Testování normality reziduí fiskálního modelu.....	54
3.6.9	Testování specifikace monetárního a fiskálního modelu	55
4.	Odhad modelu a zhodnocení výsledků	57
5.	Závěr	63
	Seznam použité literatury.....	64
	Seznam zkratek	67

1. Úvod

Fiskální a monetární politika představují dvě nejdůležitější hospodářské politiky státu, které svými hospodářskopolitickými nástroji významně působí na veškeré ekonomické a sociální dění ve společnosti. Fiskální politika, reprezentována vládou, se snaží o dosažení rovnovážného hospodářského růstu a nízké míry nezaměstnanosti, zatímco centrální banka, reprezentant monetární (peněžní) politiky, usiluje o zajištění stabilní a nízké cenové hladiny. Při rozhodování o výši svého hlavního nástroje nemůže jedna hospodářskopolitická instituce zcela přehlížet chování druhé instituce při snaze zabezpečit daný cíl, a tak dochází k vzájemné interakci obou politik, která má obrovský pozitivní či negativní vliv na celkový vývoj a reálné ekonomické prostředí daného státu.

Pro analýzu vzájemné interakce hospodářských politik lze aplikovat přístup na základě teorie her, který zkoumá jednotlivé rozhodovací situace subjektů, které při snaze prosadit především svůj záměr (cíl) musí brát na vědomí i rozhodování ostatních zúčastněných subjektů. Teoretická východiska interakce fiskální a monetární politiky z pohledu teorie her je přiblížena v druhé kapitole. Jelikož obě instituce při nastavování svého ústředního hospodářskopolitického nástroje nespolupracují (úroková sazba jako hlavní nástroj monetární politiky a saldo státního rozpočtu k podílu HDP jako nástroj fiskální politiky), lze předpokládat jakousi nekooperativní hru (rovnováhu), při které každá autorita sleduje vlastní cíl a má vlastní účelovou (reakční) funkci.

A právě na základě reakčních funkcí monetární a fiskální politiky je ve třetí kapitole provedena empirická analýza, která je inspirována pracemi Řežábek (2011) a Janků, Kappel a Kučerová (2014). Prostřednictvím vícerozměrné regresní analýzy, která je uskutečněna pro každou reakční funkci zvlášť, bude zhodnocena vzájemná interakce monetární a fiskální politiky, čemuž také odpovídá cíl této diplomové práce, tzn. jak na sebe obě hospodářskopolitické autority reagují v prostředí České republiky, zdali jsou instituce ve střetu nebo ve vzájemné souhře. Empirická analýza bude provedena na datovém souboru od 1. čtvrtletí 2004, tedy od vstupu ČR do Evropské unie, do 4. čtvrtletí 2016 a k modelování je využit statistický softwarový program Stata14.

Ve čtvrté kapitole dojde k interpretaci a zhodnocení vzájemné interakce obou hospodářských politik, a to i na základě herně-teoretického přístupu. Poslední kapitolou je poté závěr, který shrne celou diplomovou práci a jednotlivé výsledky.

2. Teoretický rámec interakce hospodářských politik

Hospodářská politika, jak uvádí Kotlán a kol. (2001), představuje činnost státu, který se prostřednictvím svých nástrojů snaží ovlivnit celkový ekonomický a sociální vývoj společnosti a dosáhnout zároveň předem stanovených cílů. Hospodářská politika stojí v zásadě na pomezí ekonomické teorie a hospodářské praxe a působí ve dvou oblastech – mikroekonomické a makroekonomické – které se navzájem silně ovlivňují. Stát, jakožto ekonomický subjekt, má dvě hlavní centra působnosti. Jedním z ústředí je centrální banka jako tvůrce monetární (peněžní) politiky a druhým vláda jako autorita fiskální (rozpočtové) politiky (makroekonomická oblast¹). Cílem centrální banky, jak popisuje Jurečka a kol. (2013), je snaha zajistit stabilní a nízkou cenovou hladinu, zatímco fiskální politika usiluje o dosažení rovnovážného hospodářského růstu a nízké míry nezaměstnanosti. Obě instituce tak hrají významnou roli při potřebách stabilizace národní ekonomiky. Vláda ale rovněž zasahuje i do jiných ekonomických odvětví, mezi které lze zařadit sociální, důchodovou, strukturální či environmentální politiku, a další, s cílem vhodně alokovat dostupné zdroje ve společnosti a dosáhnout větší efektivity v hospodářství (mikroekonomická oblast).

Centrální banka a vláda, dvě nejzásadnější hospodářsko-politické instituce, svým fungováním mají významnou možnost ovlivnit jednotlivé procesy v rámci celého ekonomického systému. Obě autority se ale uvnitř tohoto komplexního systému ovlivňují i navzájem, a tato vzájemná interakce může mít pozitivní i negativní dopad na reálný ekonomický vývoj daného státu. Je tedy zřejmé, jak zdůrazňuje Janků, Kappel a Kučerová (2014), že jedna instituce nemůže přehlížet chování druhé politiky, a tak při snaze o správném nastavení svých nástrojů za účelem dosažení jednotlivých cílů, musí brát na vědomí i kroky všech ostatních hospodářských politik. Může tak vzniknout souhra (cíle se vzájemně doplňují), neutralita (dosažení jednoho cíle neovlivní druhý cíl) a konflikt (dosažení jednoho cíle vylučuje zajištění jiného cíle) hospodářských politik. Interakce hospodářských politik je důležitá hlavně v období ekonomických krizí. Jeden takový příklad lze uvést v podmínkách České republiky, kdy v roce 1997, jak uvádí Kotlán a kol. (2001), vláda byla nucena provést restriktivní politiku, přičemž předpokládala, že centrální banka bude reagovat monetární expanzí. To se nestalo, ekonomická situace v ČR se zhoršila a viník krize byl zřejmý. Nutno dodat, že centrální banka, jakožto

¹ Do makroekonomické oblasti se obvykle rovněž zařazuje vnější hospodářská politika, která se zabývá zahraničně-obchodními vztahy s cílem dosažení vnější ekonomické rovnováhy.

nezávislá instituce, pouze hlídala svůj cíl a pokračovala v nastolené politice, ale později v tomtéž roce byla nucena opustit režim fixního kurzu a zavést novou strategii cílování inflace.

2.1 Historický přehled uplatňování hospodářských politik

Při letmém pohledu zpět do historie právě ekonomické krize stojí za vznikem moderní makroekonomie a hospodářské politiky jako takové. V 30. letech minulého století, jak poukazuje Jurečka a kol. (2013), bylo nutné v reakci na Velkou hospodářskou krizi a následné globální ekonomické problémy (růst nezaměstnanosti, pokles výroby, zhroucení bank) přijít s novým přístupem stabilizace ekonomik. Odpovědí se stalo dílo (Obecná teorie zaměstnanosti, úroku a peněz, 1963) jednoho z největších ekonomů historie Johna Maynarda Keynesa, který poukazoval na schopnost hospodářských politik stimulovat agregátní poptávku, především za využití fiskální politiky, a stabilizovat celou ekonomiku. Do popředí se tak dostala aktivní úloha krátkodobé stabilizační fiskální politiky, kdy v obdobích recese vlády hospodařily s uvolněnějším rozpočtem, aby podpořily agregátní poptávku a nastartovaly ekonomiku, a v dobách ekonomického růstu hospodařily finančně skromněji a vytvářely přebytky. Fiskální politika tak působila proticyklicky, kdy v rámci celého ekonomického cyklu pak mělo docházet k vyrovnání celkového rozpočtu. Jak dodává Kliková a Kotlán (2006), keynesovou teorií byla přesunuta pozornost od tržního mechanismu, který nebyl schopen samovolně dostat ekonomiku z recese, na stranu poptávky a potřeby státního intervencionismu v ekonomice. Hospodářská politika vycházející z koncepce Keynesova učení, i když s mnoha poznatky přišli až jeho následovníci, byla uplatňována přibližně do konce 60. let dvacátého století. Jak píše Řežábek (2011), již v průběhu 40. a 50. let se však vyvíjejí názory, které se liší od původního Keynesova učení. Postupem času vzniká neoklasická syntéza, která sbližuje keynesovské teorie s učením neoklasické školy. Mezi hlavní představitele neokeynesovství patří J. R. Hicks či P. A. Samuelson, kteří spojují koncept krátkodobého období keynesiánské ekonomie a dlouhodobého období neoklasické teorie. Hospodářská politika vycházející z poznatků neoklasické syntézy se opírala o konstrukci Phillipsovy křivky neboli z možnosti optimálního nastavení a zaměnitelnosti mezi inflací a nezaměstnaností prostřednictvím ovlivňování agregátní poptávky.

V 60. letech 20. století ale dopadá krize i na keynesiánský přístup řízení ekonomiky. Jak poukazuje Jurečka a kol. (2013), vzrůstající inflační tlaky, vysoká nezaměstnanost a zpomalení ekonomického růstu (stagflace) v průběhu šedesátých let vnesly na povrch obavy a kritiku keynesiánství, které si s těmito problémy neumělo poradit. Vládní intervence začaly ztrácet na účinnosti, jelikož ovlivňováním agregátní poptávky docházelo k již zmiňovaným inflačním tlakům a nastal odklon zpátky k tržnímu mechanismu. V reakci na úpadek keynesiánství se

začaly objevovat nové pohledy a teoretické koncepce na řízení ekonomiky. Ať již se jednalo o modifikované podoby keynesovství (nekeynesovství, poskeynesovství) nebo názory ekonomie strany nabídky a jiné, dostal se do popředí monetarismus. Jak uvádí Kotlán a kol. (2001), monetarismus, jehož hlavním představitelem je Milton Friedman, se začal prosazovat počátkem 70. let 20. století v období ropných šoků a ekonomické stagflace. Monetaristé kritizovali keynesiánce za fakt, že nedbali moc na vztah mezi peněžní zásobou a agregátními výdaji, které používali ke stabilizaci ekonomiky. Friedman právě viděl veškeré ekonomické potíže sužující svět v té době v nestabilitě poptávky a nabídky peněz, inflaci považoval čistě za peněžní jev. V dlouhém období totiž existuje neutralita peněz, tzn. že růst nabídky peněz prostřednictvím růstu agregátních výdajů neovlivní reálné veličiny, ale povede pouze k růstu cenové hladiny. Monetaristé, jak dále poznamenává Řežábek (2011), navrátili do hry monetární politiku, která v dlouhém období dokáže stabilizovat ekonomiku lépe než fiskální autorita. To i přesto, že si byl Friedman vědom, že cílováním peněžní zásoby, jím navrhovaný cíl monetární politiky té doby, nebude mít centrální banka úplnou kontrolu nad nabídkou peněz.

V důsledku vyšší úrovně inflace a růstu významnosti centrálních bank v 70. letech, jakožto hlavního představitele v boji proti inflaci, se začíná rovněž diskutovat, jak uvádí Kliková a Kotlán (2006), o nezávislosti centrálních bank. Tato diskuse je víceméně aktuální i v současných dobách, kdy v období krize vyvstávají rozpravy o důvěryhodnosti bank a jejich vlivu zabezpečit kýžený inflační cíl, což má právě jakási optimální úroveň nezávislosti CB zajistit. Otázkou zůstává, jak taková optimální úroveň nezávislosti centrální banky vypadá. Kdyby byla například centrální banka málo samostatná, mohli by političtí představitelé využít její nástroje za účelem znovuzvolení do funkcí a maximalizovat svůj vlastní užitek. Jiným argumentem poté může být špatná komunikace (koordinace) mezi centrální bankou a vládou, což by vedlo k provádění nechtěné hospodářské politiky. Kliková a Kotlán (2006) nadále rozdělují nezávislost CB na politickou a ekonomickou:

Politická nezávislost:

- guvernér centrální banky a ani celá bankovní rada není jmenována vládou (ale např. prezidentem), přičemž jejich volební období je delší než volební období vlády,
- strategie ohledně realizace monetární politiky je čistě v kompetenci CB, zástupce vlády se neúčastní zasedání bankovní rady (maximálně může zasedat s poradním hlasem),
- při sporu mezi CB a vládou existují zákonná opatření na řešení tohoto sporu, rovněž požadavek na zajištění cenové stability je ošetřen zákonem.

Ekonomická nezávislost:

- možnost poskytnutí vládě přímý úvěr, když by jej potřebovala (existuje-li tato varianta ze zákona) není automatická, je uskutečňován za tržní úrokovou míru,
- přímý úvěr (existuje-li) je časově omezen (kratší než 1 rok) a poskytován v omezené výši (nízkým procentem státního rozpočtu),
- centrální banka se nepodílí na primárním trhu veřejného dluhu,
- stanovování diskontní sazby je čistě v kompetenci centrální banky.

Další významnou ekonomickou teorií, která se formovala koncem 70. letech 20. století a měla podstatný vliv na řízení hospodářské politiky, je nová klasická makroekonomie a s ní spjatá teorie racionálních očekávání. Jak píše Kotlán a kol. (2001), na rozdíl od monetaristů, kteří pracovali s adaptivními očekáváními, kdy ekonomické subjekty se rozhodovaly na základě zkušeností z minulosti, využívají ekonomové nové klasické školy princip racionálních očekávání, kdy ekonomické subjekty se nerozhodují pouze na základě minulé zkušenosti, ale při formování svých rozhodnutí berou v úvahu i předpokládaný vývoj ekonomiky v budoucnosti a všechny dostupné informace k tomu potřebné. Mezi hlavní představitelé nové klasické ekonomie patří Robert E. Lucas či J. Barro. Jak dále uvádí Kliková a Kotlán (2006), při aplikaci racionálních očekávání hospodářská politika, která je očekávaná, ztrácí na účinnosti, jelikož ekonomické subjekty jsou schopny předvídat jednotlivé hospodářskopolitické změny a zakalkulují je do svých očekávání. Na druhou stranu neočekávaná hospodářská politika může být účinná a uvést ekonomiku do pohybu, nicméně tento pohyb v konečném důsledku nemusí být úplně žádoucí tak, jak byl původně zamýšlen. Vláda by se tak měla zaměřit na vytváření důvěryhodného ekonomického prostředí pomocí jednoduchých, pro ekonomické subjekty srozumitelných pravidel, chce-li zabezpečit vhodný chod ekonomiky. Stabilizační funkce hospodářské politiky tak není úplně optimální.

Ve stejném období jako nová klasická ekonomie se utváří přístup nové keynesovské ekonomie. Jak podotýká Řežábek (2011), noví keynesovci rovněž předpokládají, že subjekty svoje rozhodnutí formulují na základě racionálních očekávání, ale hlavní změnou je jejich předpoklad strnulosti mezd a cen. Zde se opět otvírá prostor pro hospodářskou politiku stabilizovat ekonomiku, jelikož mzdové a cenové strnulosti se při změnách v ekonomice nepřizpůsobují ihned. Kliková a Kotlán (2006) přidávají, že tyto strnulosti mají institucionální povahu, tzn. například, že mzda je „institucionalizována“ kolektivním kontraktem mezi zaměstnavatelem a odbory, nikoli utvářena vyjednáváním mezi zaměstnavatelem a zaměstnancem. Dle nových keynesovců je i očekávaná hospodářská politika účinná, ale pouze v malém rozměru. Mezi

hlavní představitelé lze zařadit Josepha E. Stiglitze nebo Gregoryho Mankiwa. Poslední významnou teorií, která reagovala na Keynesovo učení a vývoj ostatních moderních makroekonomických teorií, jak uvádí Řežábek (2011), byla v 80. letech minulého století teorie reálných hospodářských cyklů. Tato teorie stanovuje, že reálný produkt neosciluje jenom kolem své potenciální úrovně, nýbrž přímo dochází i ke kolísání potenciálního produktu. Tento pohled na hospodářský cyklus rozvinuli především Finn Kydland a Edward C. Prescott a ekonomický cyklus tak není způsoben selháním tržního mechanismu, ale změnou na straně dlouhodobé agregátní nabídky, tzn. změnou celé produkční funkce. Jak dále píše Kliková a Kotlán (2006), změnou dlouhodobé agregátní nabídky, což může být zapříčiněno např. ropnými šoky, neúrodou, válkami, obecně pak technologickými šoky, dochází ke změně produkčních možnostech ekonomiky. To v konečném důsledku znamená, že monetární a fiskální politika nejsou schopny ovlivnit nominální veličiny, na které mají nyní vliv pouze technologické šoky. To mimo jiné také znamená i to, že monetární politika v této teorii nemá vůbec žádný vliv na reálnou ekonomiku, neboť změna peněžní zásoby (cíl monetární politiky té doby) představuje důsledek těchto hospodářských cyklů, a ne jeho příčinu.

V současnosti, zhruba od devadesátých let 20. století, v ekonomii převládá směr tzv. nové neoklasické syntézy. Jak poukazuje Řežábek (2011), jedná se o propojení teorie reálného hospodářského cyklu s přístupem nových keynesovců, která se snaží co nejlépe vysvětlit krátkodobé fluktuace v ekonomice. Dle této teorie má hospodářská politika opět schopnost stabilizovat ekonomiku, jelikož cenové a mzdové strnulosti (předpoklad nových keynesovců) při modelování vývoje potenciálního produktu v čase způsobují odchylky reálného výstupu od jeho potenciální úrovně.

Vývoj hlavního ekonomického proudu a následný aplikovaný směr hospodářské politiky byl vždy ovlivněn nějakým problémem, který musel být v daném okamžiku vyřešen. Ať již v 30. letech zmiňovaná Velká hospodářská krize a následný rozvoj keynesiánství, či rostoucí cenová hladina a zpomalení ekonomické růstu v 70. letech vedoucí k rozmachu monetarismu. Velkou roli pro rozvoj hospodářské politiky sehrála i 2. světová válka, kdy financování válečných výdajů bylo pro některé země neudržitelné. Intenzita vyskytujících se problémů však byla v každé zemi odlišná, jelikož, jak připomíná Kliková a Kotlán (2006), každá hospodářská politika je uskutečňována v podmínkách dané země. Tyto podmínky jsou poté dány historickým a ekonomickým vývojem, národními tradicemi, kulturou, zvyklostmi, náboženstvím, sociální povahou státu a mnoha dalšími skutečnostmi. Proto se liší i provádění a přístup jednotlivých hospodářských politik napříč státy. Jedním z důležitých faktorů, který stojí ještě za zmínku, je

samotný politický systém a politické vlivy ovlivňující ekonomiku. V konečném důsledku je to právě vláda a političtí představitelé, kteří provádí fiskální politiku, a jak uvádí Jurečka a kol. (2013), každá vláda má jiné politické přesvědčení a preference, kterými se při správě země řídí. Pravicové vlády budou preferovat stabilitu cen i za cenu zvýšené nezaměstnanosti, což může nahrávat centrální bance při uskutečňování své politiky, zatímco levicové vlády budou v první řadě sledovat cíl nízké nezaměstnanosti (nebo plné zaměstnanosti) namísto nižší inflace. Za takových předpokladů, jak dále píše Jurečka a kol. (2013), může docházet k tomu, že vládní představitelé využívají v předvolebním období státní rozpočet, kdy prostřednictvím navýšení vládních výdajů provádí „lívivou politiku“ např. v boji proti nezaměstnanosti, aby si zajistili popularitu voličů a jejich hlasy potřebné k znovuzvolení do funkce. V případném vítězství ve volbách jsou v následném období nuceni finančně šetřit, aby nedocházelo k přílišnému zadlužení veřejných rozpočtů, přičemž doufají, že voliči mají krátkodobou paměť a tuto manipulaci v dalším předvolebním období opakují. Existuje-li opravdu takový politicko-ekonomický cyklus, lze vysledovat dlouhodobý vztah mezi politickým cyklem a cyklickými změnami reálného (agregátního) výstupu, cenové hladiny, zaměstnanosti a dalších veličin.

2.2 Teoretická východiska interakce fiskální a monetární politiky z pohledu teorie her

Jak již bylo zmíněno, monetární a fiskální politika ovlivňují svými nástroji složité procesy celého ekonomického systému, přičemž se snaží dosáhnout svých hlavních cílů. Při potřebách stabilizace ekonomiky ale ovlivňují i sebe navzájem, a proto by své chování neměli vzájemně přehlížet, jinak může dojít ke střetu. Pro posouzení vzájemné interakce fiskální a monetární politiky lze využít přístupu vycházejícího z teorie her. Tento přístup, jak uvádí Jurečka a kol. (2013b), se používá k analýze rozhodovacích situací, kdy „zisk“ jednoho subjektu je ovlivněn nejenom jeho vlastním rozhodnutím, ale taky volbou ostatních zúčastněných subjektů, přičemž si subjekty snaží prosadit především vlastní zájem. Zjednodušeně se jedná o jakousi hru, kdy jednotliví hráči nemůžou diktovat „skóre“. To znamená, že každý hráč, má-li učinit nějaké rozhodnutí, musí předpokládat reakci druhého participujícího, ale daná protireakce je mu neznámá, a tak při svém rozhodnutí pouze racionálně odvozuje, což v konečném důsledku dělá i druhá strana. Konečný výsledek jednoho subjektu tak záleží na konání a rozhodnutí i druhých subjektů a lze jej zapsat do „výsledkové“ matice. Teorii her (game theory) lze aplikovat nejen v ekonomii, ale i v mnoha dalších společenských oborech², ve sportu, v politice, všude tam, kde

² Nejznámějším příkladem teorie her je tzv. „věžňovo dilema“.

je potřeba brát na potaz kromě vlastního úmyslu i předpokládanou odezvu dalších zúčastněných. Za hráče je možné považovat různé firmy, organizace, uskupení, sportovní kluby, jednotlivce či v našem případě hospodářské politiky.

Jak dále předkládá Jurečka a kol. (2013b), existují různé typy her:

- kooperativní hry – představují takové situace, kdy jednotliví účastníci jsou schopni mezi sebou ujednat dohodu,
- nekooperativní hry – představují takové situace, kdy jednotliví účastníci nemají možnost sjednat mezi sebou dohodu,
- hry s nulovým součtem – představují takové situace, kdy nastane změna v rozdělení „produktu“ mezi účastníky, tzn. že co jeden hráč získá (winner), druhý ztratí (looser), ale celkově se výsledek nemění,
- hry s pozitivním součtem – představují takové situace, kdy prostřednictvím činností účastníků se vytváří dodatečná hodnota produktu, tzn. že výsledný produkt vzrostl,
- hry se záporným součtem – představují takové situace, kdy prostřednictvím činností účastníků dochází ke ztrátě produktu, který je ztracen nebo nevyprodukován. Tzn. že dochází rovněž k přerozdělení produktu, ale zisk výherce je menší než ztráta poraženého.

V rámci teorie her je potřebné ještě zmínit Nashovu a Stacklebergovu rovnováhu při rozhodování subjektů. Nashova rovnováha, jak uvádí Řežábek (2011), představuje optimální rovnovážnou strategii, která zaručuje subjektu nejlepší možný výsledek, a to bez ohledu na to, jak se zároveň (simultánně) rozhodne druhý aktér. Jeho chování je z logiky věci dopředu známo a nezáleží na skutečném provedeném kroku druhého subjektu, žádný aktér nemůže svoji vlastní změnou strategie zdokonalit svoji pozici. V případě Stacklebergovy rovnováhy se jedná o sekvenční (následné) rozhodování, kdy jeden aktér rozhoduje jako první (vůdce), přičemž při formování svého rozhodnutí začleňuje chování druhého subjektu (následovník), který si počíná až jako druhý a má příležitost se vůdci uzpůsobit.

Při samotné aplikaci teorie her na interakci fiskální a monetární politiky, jak píše Řežábek (2014), je spíše předpokládaná nekooperativní hra (rovnováha), protože představitel fiskální politiky ani centrální banka při nastavování svého hlavního hospodářskopolitického nástroje nespolupracují. To ovšem nemusí znamenat, že jejich zájmy a cíle jsou nutně v rozporu. V moderních zemích je tento fakt navíc legislativně ukotven s důrazem na nezávislost centrální banky při jejím rozhodování bez ohledu na rozhodování vlády. Tzn. že obě instituce mají odlišné účelové (reakční) funkce zaměřené na jiný cíl. V situaci, kdyby obě politiky byly spolu

zaměřeny na stejný cíl, respektive stabilizaci inflace a výstupu, měli by společnou účelovou (reakční) funkci. V takovém případě by šlo hovořit o kooperativní hře (rovnováze). Tzn. že centrální banka by krizových případech mohla využít fiskální nástroj (saldo SR) jako svůj instrument a naopak. Jako jakýsi příklad lze uvést centrální banku USA, kdy federální rezervní systém (FED) sleduje vedle stabilní cenové hladiny rovněž i závazek udržení nízké míry nezaměstnanosti, tedy obvykle jeden z primárních cílů vládní instituce. Tento stav, jak doplňuje Řežábek (2011), není obecně v literatuře předpokládán, ale jistou kooperaci lze zamýšlet v dobách těžkých ekonomických krizí, kdy mohou obě instituce blízce spolupracovat, aby odvrátily nežádoucí stav v hospodářství. Měnově-politický nástroj by však musel být stanoven s ohledem na neporušení podmínky nezávislosti monetární autority, i přestože by reagoval na krizi společně s instrumentem vládní instituce.

Pohled na vzájemnou nekooperativní interakci hospodářských politik může být navíc umocněn i skutečností, že obě autority mají obvykle vlastní „tým“ pro predikci celkového ekonomického vývoje a makroekonomických ukazatelů (mohou být užity různé výpočetní metody a technologie), ze kterých vycházejí při stanovování svých rozhodnutí o výši zvoleného nástroje a chování politiky, což svým způsobem zvyrazňuje nezávislost centrální autority na vládě.³ Jak proto píše Řežábek (2014), důležitým faktem je pohled obou politik na pozici ekonomiky v rámci ekonomického cyklu a využití odhadů potenciálního produktu a mezery výstupu. Je-li jejich odhad mezery výstupu odlišný, celková stabilizace ekonomiky nemusí být úspěšná a nastává konflikt mezi hospodářskopolitickými institucemi.

2.2.1 Nashova rovnováha

V případě Nashovy rovnováhy fiskální i monetární politika reagují současně na odhad cyklu a velikosti mezery výstupu, přičemž rozhodnutí jedné instituce nemá vliv na chování druhé instituce. Zároveň jednotlivé rozhodnutí té či oné politiky je optimální reakcí na předešlá rozhodnutí té druhé autority. Jak ale uvádí Řežábek (2011), v situaci Nashovy rovnováhy může vznikat konflikt v důsledku opačného odhadu mezery výstupu institucemi. Tzn. že odhaduje-li např. centrální banka kladnou mezeru výstupu a fiskální politika zápornou mezeru výstupu, pak fiskální autorita vykonává expanzivní politiku a navyšuje fiskální deficit a centrální banka provádí restriktivní politiku a zvyšuje úrokové sazby. Činí tak protichůdné politiky, které neulehčují stabilizaci ekonomiky. Pokud však obě politiky mají totožný pohled na cyklickou pozici ekonomiky, dosáhnou vhodnějších výsledků, jelikož provádějí-li obě např. expanzivní

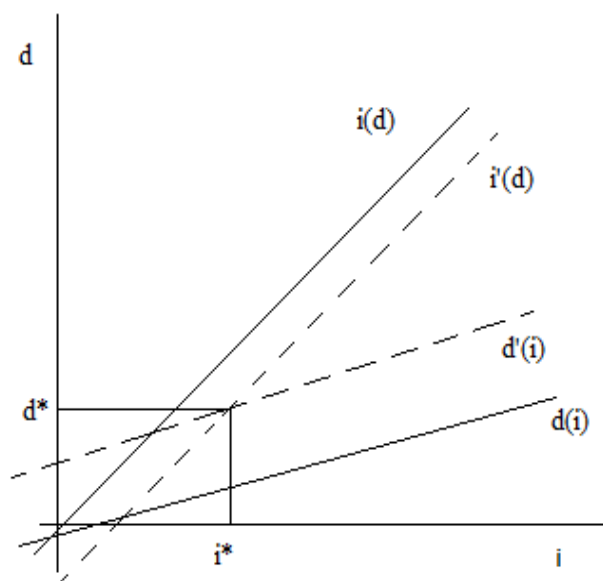
³ Toto lze předpokládat v podmínkách ČR, která bude v empirické části podrobena analýze

politiku, když shodně predikují negativní mezeru výstupu, úroková sazba i fiskální deficit je celkově nižší než při protichůdném pohledu autorit na pozici ekonomiky v rámci cyklu. Ovšem důležitý je i samotný rozdíl mezi odhady výstupu mezer obou politik, jelikož když bude např. centrální banka predikovat více pozitivní mezeru výstupu, než doopravdy je, úrokové sazby budou nastaveny na vyšší úrovni, než je potřeba a naopak.

Nashova rovnováha, jak poukazuje Řežábek (2011), lze graficky znázornit jako průsečík reakčních funkcí monetární a fiskální politiky za předpokladu, že nepřesnost v odhadu reálné mezery výstupu není vychýlena u obou politik na žádnou stranu, tzn., že jejich chyba při odhadování mezery výstupu je „nulová“. Následující graf (č. 2.1) znázorňuje Nashovu rovnováhu při odlišném pohledu na hospodářský cyklus. Přímkou $i(d)$ a $d(i)$ znázorňují reakční funkce centrální banky a fiskální autority respektive při předpokladu nulové chyby v odhadech skutečné mezery výstupu obou politik. Vertikální osa reprezentuje fiskální deficit, horizontální osa měnověpolitickou úrokovou míru. Pro zjednodušení nejsou reakční funkce ani jednotlivé průsečíky s osami matematicky znázorněny⁴. Pro doplnění je vhodné ještě uvést fakt, že přímkou nevychází z počátku, protože obecně inflační cíl není stanoven na nulové úrovni, ale pro zobrazení situace je to nepodstatné. V situaci, kdy fiskální autorita předpokládá negativní a centrální banka kladnou mezeru výstupu, se reakční funkce FP ($d'(i)$) a MP ($i'(d)$) protínají v průsečíku představujícím rovnovážný fiskální deficit a úrokovou míru. V tomto případě tak dochází, že fiskální autorita očekávající zápornou mezeru výstupu, zvyšuje fiskální deficit a provádí fiskální expanzi (posun křivky $d(i)$ nahoru do $d'(i)$), zatímco centrální banka provádí monetární restriktci zvýšením úrokové sazby (posun křivky $i(d)$ dolů do $i'(d)$), jelikož očekává kladnou mezeru výstupu a možné inflační tlaky.

⁴ K znázornění reakčních funkcí obou politik dojde až v empirické části práce.

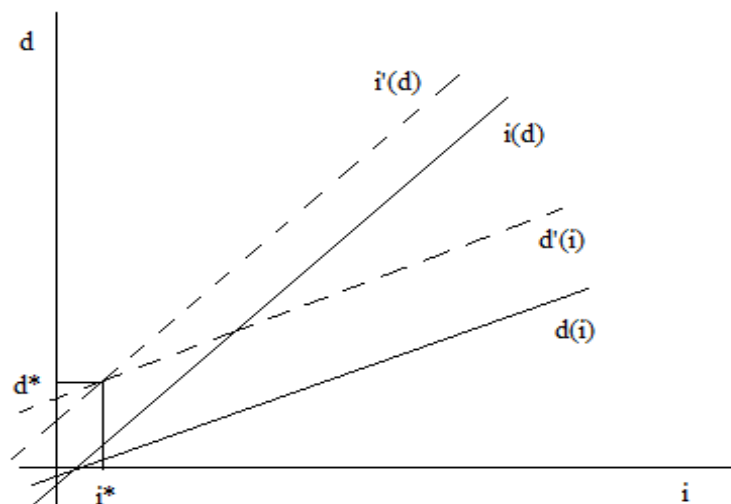
Graf 2.1: Nashova rovnováha – odlišné pohledy na ekonomický cyklus



Zdroj: Řežábek (2011), vlastní zpracování

Při shodném pohledu na hospodářský cyklus (graf č. 2.2) obě instituce např. odhadují zápornou mezeru výstupu. Fiskální politika opět provádí expanzivní politiku a posun její reakční křivky je stejný (posun křivky $d(i)$ nahoru do $d'(i)$). Jelikož centrální banka odhaduje nyní také zápornou mezeru výstupu, uskutečňuje monetární expanzi, a proto půjde její reakční funkce opačným směrem (posun křivky z $i(d)$ nahoru do $i'(d)$) oproti předcházejícímu grafu). Z grafu je rovněž patrné, že průsečík reakčních funkcí vzhledem k předchozímu grafu poklesl a celková rovnovážná úroveň fiskálního deficitu i měnověpolitické úrokové sazby při stejném pohledu na hospodářský cyklus je výrazně nižší. V tomto případě nejde tak o to, která z institucí predikuje zápornější mezeru výstupu přesněji, ale o společný pohled na hospodářský cyklus. Tato situace může být obecně komplikovanější pohybuje-li se odhad mezery výstupu blízko nulové hodnoty. Řežábek (2011) ještě připouští možnost, kdy fiskální politika odhaduje skutečnou mezeru výstupu a růst potenciálního produktu ve střednědobém až dlouhém období optimističtěji (tzn. že se vychyluje od svého odhadu), což v konečném důsledku znamená, že fiskální autorita má tendenci provádět více expanzivní politiku, načež musí centrální banka reagovat restriktivní politikou, aby vyvrátila vliv fiskální expanze na růst inflace.

Graf 1.2: Nashova rovnováha – shodné pohledy na ekonomický cyklus



Zdroj: Řežábek (2011), vlastní zpracování

2.2.2 Stackelbergova rovnováha

V případě Stackelbergovy rovnováhy se jedná se o sekvenční (postupné) rozhodování fiskální a monetární politiky. Jak uvádí Janků, Kappel a Kučerová (2014), obecně se v teorii předpokládá Stackelbergova rovnováha, kdy centrální banka představuje vůdce vykonávajícího opatření (politiky) jako první, přičemž do svého rozhodnutí již zakomponoval předpokládanou reakci následovníka, tedy fiskální autority. Ta je poté „přinucena“ formulovat svou politiku v souladu s nastolenou politikou centrální autority. Jak píše Řežábek (2011), v případě, kdy je centrální banka považována za vůdce, ve svém nastavení úrokové míry již předvídá odpověď fiskální autority pro tuto úroveň úrokové sazby. Reakce fiskální politiky je ale rovněž ovlivněna výši její nepřesnosti v odhadu reálné mezery výstupu. Obě politiky navzájem tuto nepřesnost neznají a centrální banka jako vůdce se pouze domnívá o výši nepřesnosti fiskální autority. Proto je zde opět zaveden předpoklad, že nepřesnost v odhadu skutečné mezery výstupu je u obou autorit stejný. Výsledná reakční funkce centrální banky, jakožto vůdce, obsahuje svým způsobem v sobě i reakční funkci fiskální politiky, ale opět pro jednoduchost není matematicky vyjádřena.

Janků, Kappel a Kučerová (2014) dále zmiňují i možnost, kdy se fiskální politika stává vůdcem, a to v důsledku rozdílného načasování a doby rozhodování obou autorit o svých nástrojích. Fiskální politika při stanovování svého nástroje rozhoduje na delší dobu dopředu (obvykle 4 a 6 kvartálů), kdežto monetární autorita je toho schopna v daleko kratším úseku (nastavování

úrokových sazeb lze takřka „okamžitě“). Vláda tedy dodržuje určité fiskální stanovisko, podle kterého se řídí a není schopna jej instantně měnit a měnová politika se během této doby nastavování řídí podle nastoleného trendu fiskální politiky a stává se následovníkem. Centrální banka má poté větší možnost kontroly nad cenovou stabilitou, jelikož svým rychle se měnícím nástrojem vyvažuje nepřesnosti v odhadu mezery výstupu fiskální politiky.

Jak rekapituluje Řežábek (2011), v situaci Stackelbergovy rovnováhy autorita, která jedná jako první, předpokládá, že následovník při svém rozhodnutí o velikosti nástroje vychází podle stejného odhadu mezery výstupu. Nepřesnosti v odhadu mezery výstupu mají stejné implikace jako v případě Nashovy rovnováhy, tzn. že očekávají-li obě hospodářskopolitické instituce zápornou mezeru výstupu, budou realizovat uvolněnější (expanzivní) politiku, ovšem toto uvolnění bude v menší míře než v případě Nashovy rovnováhy. Rovněž úroková sazba a fiskální deficit bude v případě Stackelbergovy rovnováhy na menší úrovni. Následovník má ještě možnost svým způsobem neutralizovat chování vůdce, jestliže nemá žádná omezení na výši svého nástroje. Tzn. například, že jestli se vůdce chová z pohledu následovníka příliš expanzivně, může ho v souladu se svým názorem na cyklické postavení ekonomiky omezit. V praxi je to obtížné, jelikož existují různá pravidla a omezení (např. v rámci Paktu stability a růstu či Maastrichtských kritérií), která nastavují různé fiskální a monetární limity.

3. Empirická východiska a specifikace modelu

Zkoumáním vzájemného působení měnové a fiskální politiky a jejich ovlivňování celého ekonomického systému se zabírali jednotliví autoři již od poloviny 20. století.^{5,6} Začaly vznikat první zjednodušené modely, které byly s postupem času a rozvojem výpočetních technologií nahrazeny složitějšími přístupy modelování. Při posuzování interakce monetární a fiskální politiky v důsledku komplexnosti celého hospodářského rozhodování lze využít přístup na základě teorie her, který byl přiblížen v předešlé kapitole. Empirická analýza je tak inspirována a vychází z prací Janků, Kappel a Kučerová (2014) a Řežábek (2011), kteří právě využívají herně-teoretický přístup při zkoumání interakce monetární a fiskální politiky. Vedle Řežábka (2011), který při vzájemné interakci centrální banky a vlády vychází z rozdílného odhadu mezery výstupu (potenciálního produktu), přičemž interakci analyzuje z pohledu simultánního i sekvenčního rozhodování, se vzájemným ovlivňováním obou autorit v prostředí České republiky zabývá např. i Tomšík (2012). Ten pohlíží ve třech hlediskách na interakci mezi vládou a centrální bankou z postoje České národní banky. První pohled zkoumá působení fiskální politiky na úrokový kanál, kde byl zjištěn signifikantní vliv výnosů ze státních dluhopisů (představující dlouhodobou úrokovou míru) na tržní úrokové sazby. V dalším kroku pohlíží na chování fiskální politiky z hlediska úprav cyklicky očištěného fiskálního salda podle Evropské komise a Evropského systému centrálních bank, přitom obě metody přinášejí téměř totožné výsledky a potvrzují procyklické chování fiskální politiky i v obdobích ekonomického růstu. Poslední pohled poukazuje, jak jsou ve střednědobých makroekonomických predikcích ČNB zakomponovány predikce fiskální politiky a její ovlivňování (fiskální impuls) spotřeby, investic atp. Vzájemnou interakci fiskální a monetární politiky na poli Evropské unie se např. zabývali Buti, Hagen a Martinez-Mongay (2002), kteří se ve své práci zabývají chováním fiskálních autorit a jejich nadměrným zadlužováním a možnostmi účinného fungování automatických stabilizátorů v EMU (Economic and monetary union), přičemž ve třetí části řeší samotnou interakci fiskální a monetární politiky v zemích eurozóny v souladu s Paktem stability a růstu. Nebo dále Corsetti, Dedola, Jarocinski, Mackowiak a Schmidt (2016), kteří se snaží „definovat“ možnosti monetárního a fiskálního mixu nutného pro efektivní stabilizaci a

⁵ Viz například Mundell (1962) a jeho model efektivní tržní klasifikace v 60. letech, který se zabýval optimálním nastavením monetární a fiskální politiky pro dosažení vnitřní a vnější rovnováhy v režimu fixního kurzu.

⁶ Nebo také Sargent a Wallace (1981), kteří v 80. letech reagovali na monetaristy s tím, že centrální banka nemusí mít inflaci pod kontrolou akceptuje-li roli následovníka a musí se přizpůsobit nastolené strategii fiskální politiky.

vyhlazování hospodářských cyklů v eurozóně (při úrokových sazbách stanovených dlouhodobě na nízké úrovni a problémech fiskálních deficitů a vládních dluhů). Jedním z jejich prvků je myšlenka zavedení eurodluhopisů (eurobondů), emitované jakýmsi „fondem eurozóny“, podobně jako Evropský stabilizační mechanismus. Tento fond by za jistých podmínek nakupoval vládní dluhopisy členů eurozóny, kteří by splňovali určitá fiskální kritéria. Tyto dluhopisy by pak představovaly pro problémové země bezpečnou investici do aktiv, za kterou by tak ručily i vyspělejší země eurozóny.

3.1 Formulace modelu a popis dat

Jak již bylo zmíněno, teorie her je využívána k rozboru jednotlivých rozhodovacích situací zúčastněných subjektů v mnoha společenských disciplínách, přičemž existují různé typy her. Při aplikaci herně-teoretického přístupu na vzájemnou interakci monetární a fiskální politiky v prostředí ČR, jak uvádí Řežábek (2011), lze hovořit o nekooperativní rovnováze. Obě instituce tak při stanovování svého nejdůležitějšího hospodářskopolitického instrumentu nespolupracují, avšak jejich záměry a cíle s vládou nejsou nutně v nesouladu. I přestože je centrální banka legislativně nezávislá instituce, která se rozhoduje bez ohledu na vládu, patří vedle jejího hlavního cíle cenové stability i např. obecná podpora hospodářské politiky vlády pro udržitelný růst. Od ostatních cílů obou politik je však abstrahováno a obě hospodářskopolitické autority mají odlišné účelové (reakční) funkce zaměřené na svůj hlavní cíl. Na základě reakčních funkcí centrální banky a fiskální autority bude provedena regresní analýza pro každou instituci zvlášť, s cílem zhodnotit vzájemnou interakci, tzn., jak moc se monetární a fiskální politika České republiky ovlivňují.

Jak uvádí Kliková a Kotlán (2006), obě hospodářské politiky svými nástroji ovlivňují v době útlumu či prosperity celý hospodářský vývoj země. Ovšem jejich reakce na ekonomický vývoj je odlišná v důsledku užití rozdílných nástrojů pro plnění svých cílů. Jelikož každá politika využívá jiný nástroj pro dosažení svého cíle, jak zdůrazňuje Řežábek (2011), je nutné pro potřeby empirické analýzy tento nástroj vhodně zvolit. Nástroje monetární politiky lze rozdělit na přímé (administrativní) - stanovení limitů úrokových sazeb, stanovení úvěrových stropů a nepřímé (tržní) – diskontní nástroje, operace na volném trhu a míra povinných rezerv. Nejdůležitějším nástrojem je ovšem stanovování měnově-politické úrokové sazby, kterou určuje bankovní rada. Měnově-politická sazba bude užita jako hlavní nástroj a reprezentant monetární politiky a v České republice je představována dvoutýdenní repo sazbou. Hlavním nástrojem fiskální politiky jsou poté příjmy (největším příjmem jsou daňové příjmy) a výdaje

(největším výdajem jsou „sociální věci a politika zaměstnanosti“) státního rozpočtu⁷. Jako hlavní nástroj a reprezentant fiskální politiky při empirické analýze je tedy saldo státního rozpočtu neboli rozdíl mezi jeho příjmy a výdaji jako podíl k HDP. Tyto nástroje budou vystupovat jako vysvětlované proměnné v jednotlivých dílčích reakčních funkcích, ale rovněž jako vysvětlující proměnné v reakční funkci té či druhé politiky, čímž půjde zachytit vliv salda státního rozpočtu (reprezentant fiskální politiky, označován dále jako Δs) v reakční funkci monetární politiky, respektive měnověpolitické úrokové sazby (reprezentant monetární politiky, označován dále jako Δi) v reakční funkci fiskální politiky.

Nyní je zapotřebí stanovit ostatní determinanty (vysvětlující proměnné), které mají významný vliv na rozhodování obou politik při zasahování do vývoje ekonomiky. Jak upozorňuje Řežábek (2011), obě politiky při nastavování svých nástrojů reagují na změnu pozice ekonomiky v rámci ekonomického cyklu, tudíž obě budou brát zřetel na odhad mezery výstupu (značena E_y). Pro představitel monetární politiky při pečování o cenovou stabilitu bude důležité monitorovat míru inflace ($\Delta\pi$) a dlouhodobou očekávanou míru inflace (ΔGB), která je představována výnosem dlouhodobého vládního dluhopisu. Janků, Kappel a Kučerová (2014) navíc zavádí proměnnou reálného efektivního měnového kurzu ($\Delta reer$), který znázorňuje dopad měnového kurzu vyjádřeného prostřednictvím podílu cenové hladiny v zahraničí a tuzemsku. Pro fiskální autoritu bude důležitá výše vládního dluhu (Δd), neboť jeho prostřednictvím dochází ke krytí rozpočtových schodků z minulých let a rovněž míra nezaměstnanosti (u), jelikož nízká míra nezaměstnanosti patří k hlavním cílům vlády a ovlivňuje rozpočtovou skladbu.

Následující funkce představují obecný zápis závislosti proměnných pro fiskální a monetární politiku:

$$FP: \quad \Delta s = f(\Delta d; E_y; u; \Delta i), \quad (3.1)$$

$$MP: \quad \Delta i = f(\Delta\pi; \Delta GB; E_y; \Delta reer; \Delta s). \quad (3.2)$$

Poté ekonomický (deterministický) model vyjádřený pomocí lineární matematické funkce, vystihující závislost mezi vysvětlovanými a vysvětlujícími proměnnými obou politik, má následnou podobu:

$$FP: \quad \Delta s_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta d_t + \beta_2 \cdot E_{y_t} + \beta_3 \cdot u_t + \beta_4 \cdot \Delta i_t, \quad (3.3)$$

$$MP: \quad \Delta i_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta\pi_t + \beta_2 \cdot E_{y_t} + \beta_3 \cdot \Delta GB_t + \beta_4 \cdot \Delta reer_t + \beta_5 \cdot \Delta s_t, \quad (3.4)$$

⁷ MF ČR (2017)

V takto popsaném modelu, který ještě nepředstavuje reakční funkce obou hospodářských politik, není zahrnuta chybová složka obsahující náhodné vlivy. Pro zachycení reakčních funkcí musí dojít ještě k jistým úpravám modelu. V modelu pro fiskální politiku bude nadále figurovat zpožděná hodnota vládního dluhu a nová zpožděná proměnná salda státního rozpočtu, jelikož při nastavování nástrojů musí fiskální autorita brát na zřetel i minulý vývoj těchto veličin, a ne pouze jejich současný stav.

3.2 Specifikace modelu

Po zachycení náhodné složky (ε_t) a ostatních úprav dostáváme konečnou formu (stochastického) modelu, tedy reakční funkce monetární a fiskální politiky. Jak již bylo zmíněno, model je inspirován na základě citovaných prací Řežábek (2011) a Janků, Kappel a Kučerová (2014) a má následnou podobu:

$$\text{FP: } \Delta s_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta d_{t-1} + \beta_2 \cdot E y_t + \beta_3 \cdot \Delta s_{t-1} + \beta_4 \cdot u_t + \beta_5 \cdot \Delta i_t + \varepsilon_t, \quad (3.5)$$

$$\text{MP: } \Delta i_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta \pi_t + \beta_2 \cdot E y_t + \beta_3 \cdot \Delta \text{GB}_t + \beta_4 \cdot \Delta \text{reer}_t + \beta_5 \cdot \Delta s_t + \varepsilon_t. \quad (3.6)$$

Kde u rovnice fiskální politiky Δs_t představuje změnu salda státního rozpočtu jako podílu k HDP, přičemž změnou se rozumí rozdíl mezi hodnotou proměnné v čase t a hodnotou v čase $t - 1$, Δd_{t-1} je zpožděná hodnota změny vládního dluhu, Δs_{t-1} značí zpožděnou hodnotu salda státního rozpočtu jako podílu k HDP, $E y_t$ představuje mezeru výstupu v čase t , u_t je míra nezaměstnanosti v čase t a poslední proměnná představující proměnnou monetární politiky Δi_t je změna úrokové sazby mezi časem t a $t - 1$.

V rámci reakční funkce monetární politiky vystupuje Δi_t jako změna úrokové míry monetární autority, $\Delta \pi_t$ je změna míry inflace, $E y_t$ představuje mezeru výstupu v čase t , ΔGB_t je změna sazby z výnosu desetiletého vládního dluhopisu, Δreer_t znamená změnu reálného efektivního kurzu a proměnná fiskální politiky Δs_t představuje změnu salda státního rozpočtu jako podílu k HDP. Opět je změnou rozuměn rozdíl mezi hodnotou proměnné v čase t a hodnotou proměnné v čase $t - 1$.

Je potřeba poznamenat ještě odhadnuté regresní koeficienty β_0 (úrovňová konstanta) až β_5 , které vyjadřují změnu vysvětlované proměnné při změně vysvětlující proměnné o jednotku. Lze tedy očekávat určitý vliv (vazby) vysvětlujících proměnných (a tedy i parametrů) na změnu salda státního rozpočtu a změnu měnově-politické sazby centrální banky respektive.

Jak připomíná Janků, Kappel a Kučerová (2014), obě politiky reagují na mezeru výstupu $E y$. Když je mezera výstupu kladná, měla by vláda a centrální banka provádět restriktivní politiku

(tzn. zvyšování měnově-politické sazby a snižování salda státního rozpočtu) a opačně expanzivní politiku v případě záporné mezery výstupu. Je předpokládána kladná vazba. U fiskální proměnné zpožděné hodnoty změny vládního dluhu je očekávaná kladná vazba, jelikož v případě rostoucího vládního dluhu v období $t - 1$, lze předpokládat snižování salda (deficitu) státního rozpočtu za účelem snižování celkového vládního dluhu v následujícím období. V případě míry nezaměstnanosti u_t je očekávaná záporná vazba, protože roste-li míra nezaměstnanosti, vláda by měla provádět fiskální expanzi (zvyšovat deficit), tzn. že zvyšuje vládní výdaje na tvorbu nových míst a na dávky v podpoře v nezaměstnanosti. U proměnné Δs_{t-1} je předpokládána záporná vazba, která naznačuje, že se nástroj fiskální autority nepřizpůsobuje („nezmění“) během jednoho období ale z části až v následujícím období.⁸ Poslední, nejdůležitější proměnná Δi_t představuje nástroj monetární politiky. Zde mohou nastat dva stavy. V případě kladné vazby obě politiky jdou stejným směrem, tzn. obě vykonávají expanzivní či restriktivní politiku. V případě záporné vazby jedna provádí expanzi a druhá restrikcí.

V rámci monetární politiky lze v případě míry inflace $\Delta \pi_t$ očekávat kladnou vazbu, jelikož roste-li míra inflace, reaguje CB zvýšením (restrikcí) měnově-politické sazby, aby tento růst omezila. Obdobnou vazbu lze předpokládat u i změny výnosu z desetiletého vládního dluhopisu ΔGB_t , protože rostoucí výnos dluhopisu charakterizuje vyšší inflaci v budoucnu, na což centrální banka opět odpovídá restrikcí. U $\Delta reer_t$, jak uvádí Janků, Kappel a Kučerová (2014), je naopak předpokládána záporná vazba. Dochází-li ke zhodnocení měnového kurzu mělo by dojít ke snižování měnově-politické sazby (expanze) v důsledku přituhování měnových podmínek. U proměnné fiskální politiky Δs_t je situace obdobná jako u reprezentanta monetární politiky, tzn. v případě kladné vazby obě politiky provádějí expanzi a dochází tak ke kooperaci politik. V případě záporného vztahu, jedna instituce provádí restrikcí a druhá expanzi. Potvrzení či odmítnutí vazeb dojde až prostřednictvím vyhodnocení konečného modelu. Následující tabulka rekapituluje všechny vazby:

⁸ Viz Řežábek (2011, s. 100) – „Přizpůsobením zde budeme rozumět změnu nástroje hospodářské politiky indikovanou výsledkem modelu. Pokud ke změně nástroje dochází v průběhu několika období, parametr proměnné zpožděné hodnoty nástroje hospodářské politiky bude signifikantní. Záporné znaménko u tohoto parametru naznačuje, že se instrument hospodářské politiky nezměnil v současném období v plně v rozsahu indikovaném modelem, [...]. To znamená, že parametr zpožděné hodnoty nástroje hospodářské politiky ukazuje, kolik z přizpůsobení ještě přechází z minulého období

Tab. 3.1.: Očekávané vazby proměnných v reakčních funkcích

Proměnná monetární politiky Δi_t		Proměnná fiskální politiky Δs_t	
Proměnná	Očekávaná vazba	Proměnná	Očekávaná vazba
$\Delta \pi_t$	+	Δd_{t-1}	+
$E y_t$	+	$E y_t$	+
$\Delta reer_t$	-	Δs_{t-1}	-
ΔGB_t	+	u_t	-
Δs_t	+ / -	Δi_t	+ / -

Zdroj: Janků, Kappel a Kučerová (2014), vlastní zpracování

3.3 Analýza vstupních časových řad

Testování modelů bude probíhat na datovém souboru od 1. čtvrtletí 2004 do 4. čtvrtletí 2016, celkově tedy na 52 pozorování. Rok 2004 byl vybrán jako spodní hranice dat v důsledku přístupu České republiky do Evropské unie. Byla vybrána čtvrtletní data pro jejich větší periodicitu, čímž lze lépe vystihnout chování obou politik, ale jak poukazuje Řežábek (2011), při pozorování fiskální politiky se obvykle užívají roční data v důsledku vysoké sezónnosti čtvrtletních časových řad (hlavně daňových příjmů), ale i přesto jsou pro zachycení fiskální politiky dostačující. Časové řady budou později očištěny. K modelování reakčních funkcí je využito statistického softwarového programu Stata14.

Popis proměnných modelu fiskální a monetární politiky:

- Δs_t – změna salda státního rozpočtu (jako % k HDP). Saldem se rozumí rozdíl mezi příjmy a výdaji státního rozpočtu, který může být přebytkový (příjmy jsou vyšší než výdaje) nebo deficitní (příjmy jsou nižší výdaje).⁹ Data jsou získána z databáze Evropské centrální banky.
- $E y_t$ – mezeru výstupu odhadnuta prostřednictvím Hodrick-Presscottova filtru (v % z potenciálního produktu). Pohybuje-li se produkt nad svou potenciální hodnotou, jedná se o kladnou mezeru výstupu a ceny mají náchyllost k růstu. V situaci, kdy se produkt ocitá pod svou potenciální hodnotou, mají ceny tendenci klesat a jedná se o zápornou mezeru výstupu.¹⁰ Data jsou získána z České národní banky.

⁹ Kotlán a kol. (2001)

¹⁰ ČNB (2003)

- Δd_{t-1} – zpožděná změna vládního dluhu v absolutních hodnotách (v mil. Kč.). Vládní dluh představuje celkový dluh vládních institucí, zahrnuje tedy v sobě státní dluh a dluhy ostatních veřejných rozpočtů.¹¹ Představuje dlouhodobý trend fiskální politiky. Data jsou získána z databáze Eurostat.
- Δs_{t-1} – zpožděná změna salda státního rozpočtu (jako % k HDP).
- u_t – míra nezaměstnanosti (v %), vyjádřena jako procentuální podíl nezaměstnaných k celkovému počtu aktivního obyvatelstva. Data jsou získána z databáze Eurostat.
- Δi_t – změna dvoutýdenní repo sazby (v %). 2T repo sazba je „*maximální úroková sazba, za kterou mohou obchodní banky ukládat své přebytečné prostředky v centrální bance. Lhůta těchto vkladů je dvoutýdenní*“, (Jurečka a kol., 2013, s. 168). Čtvrtletní hodnoty úrokové sazby byly vypočteny váženým průměrem, jelikož centrální banka vyhlášovala v některých případech sazbu vícekrát během jednoho čtvrtletí (bráno 90 dnů jako základ). Data jsou získána z databáze České národní banky.
- $\Delta \pi_t$ – změna míry inflace měřené pomocí harmonizovaného indexu spotřebitelských cen (Index, 2015 = 100). Jedná se o dopočetné čtvrtletní průměry měsíční míry inflace (v %). Harmonizovaný index spotřebitelských cen vznikl v prostředí Evropské unie s cílem vytvořit srovnatelný index spotřebitelských cen mezi zeměmi, a lépe tak měřit trendy inflace v EU. Data jsou získána z databáze Eurostat.
- Δreer_t – změna reálného efektivního kurzu koruny (Index, 2010 = 100). Jedná se o čtvrtletní průměry z měsíčních hodnot. Reálný měnový kurz představuje podíl cenové hladiny v zahraničí a tuzemsku, kde zahraniční cenová hladina je převedena na jednotky domácí měny přes stávající nominální kurz. Jiný pohled na měnový kurz představuje míru konkurenceschopnosti země (znehodnocení měnového kurzu představuje zvýšení konkurenceschopnosti a naopak).¹² Data získána z databáze Eurostat.
- ΔGB_t – změna z výnosu desetiletého vládního dluhopisu (v %). Výnos z desetiletého vládního dluhopisu zachycuje dlouhodobou očekávanou míru inflace. Jedná se o čtvrtletní průměry z měsíčních hodnot. Data získána z databáze Eurostat.

Následující tabulka znázorňuje deskriptivní statistiku proměnných, která slouží k základnímu popisu a sumarizaci dat. Deskriptivní statistika obsahuje popis polohy (průměr, medián

¹¹ Jurečka a kol. (2013)

¹² ČNB (2015)

minimum, maximum), variability (směrodatná odchylka) a tvaru (šikmosti a špičatosti pro zjištění tvaru distribuce hodnot). (Hančlová, 2012)

Tab. 3.2: Deskriptivní statistika

stats	Δs	Δi	Δd	u	e	ΔGB	$\Delta \pi$	$\Delta reer$
N	52	52	52	52	52	52	52	52
mean	.1287115	-.0375	18452.62	6.380769	.0115385	-.08	.0000385	.3490385
min	-7.48	-1.03	-57166	3.6	-3.5	-.95	-.023	-4.92
max	6.773	.43	131469	8.7	4.4	.55	.025	7.85
sd	3.363654	.237923	36461.74	1.353867	2.01491	.338781	.0105514	2.042624
skewness	-.3660337	-1.555457	.9673764	-.3819004	.4506719	-.5108092	.1621215	.4221469
kurtosis	2.830668	8.03505	4.797646	2.109909	2.602003	3.026238	2.480407	5.827784

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

3.3.1 Časové řady a jejich grafický vývoj

Nyní dojde ke grafické analýze průběhu jednotlivých proměnných, pomocí čehož lze lépe posoudit stacionaritu časových řad. Časová řada je stacionární, jestliže rozdělení pravděpodobnosti, řídící chování celého stochastického procesu, je v čase neměnné (konstantní). Když jsou časové řady nestacionární, může docházet ke zdánlivé regresi a odhady parametrů jednotlivých vysvětlujících proměnných jsou zkreslené (nadhodnocené). Stacionární časový řada musí tedy splňovat tři podmínky: (Hančlová, 2012)

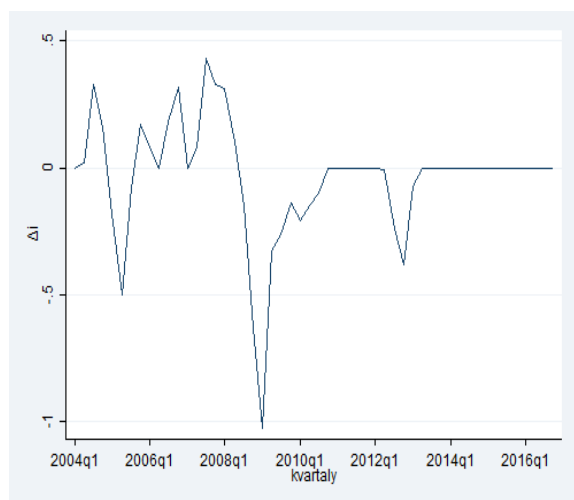
- střední hodnota je konstantní v čase ($E(Y_t) = \mu$),
- variabilita je konstantní v čase ($\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$),
- kovariance ve dvou různých časových obdobích jsou závislá pouze na vzdálenosti v čase ($\gamma_k = E[(Y_t - \mu) \cdot (Y_{t+k} - \mu)]$).

Graf č. 3.1 znázorňuje vývoj změny dvoutýdenní repo sazby České národní banky. Od roku 2008 lze pozorovat významné snížení úrokové sazby, čímž centrální banka reagovala na celosvětovou finanční a později hospodářskou krizi expanzí a nutným uvolněním měnových podmínek. Po menší recesi v roce 2012 došlo k dalšímu snížení úrokových sazeb a až v následných letech došlo ke stabilizaci ekonomiky a úroková sazba zůstala po dlouho dobu bez změny. Graf č. 3.2 představuje vývoj změny vládního dluhu a ukazuje značnou variabilitu v období světové finanční krize, kdy bylo v reakci na krizi zapotřebí většího zadlužování pro potřeby stabilizace ekonomiky, poté dochází k jistému snižování vládního dluhu na konci období. Graf č. 3.3 znázorňuje vývoj změny z výnosu desetiletého vládního dluhopisu

představující dlouhodobou míru inflace, zde lze spatřit silné výkyvy hodnot během krize. Dlouhodobě však sazba z desetiletého vládního dluhopisu klesá. Graf. č 3.4 vystihuje vývoj změny reálného efektivního měnového kurzu, kde jde vidět značný propad v období finanční krize a znehodnocení kurzu.

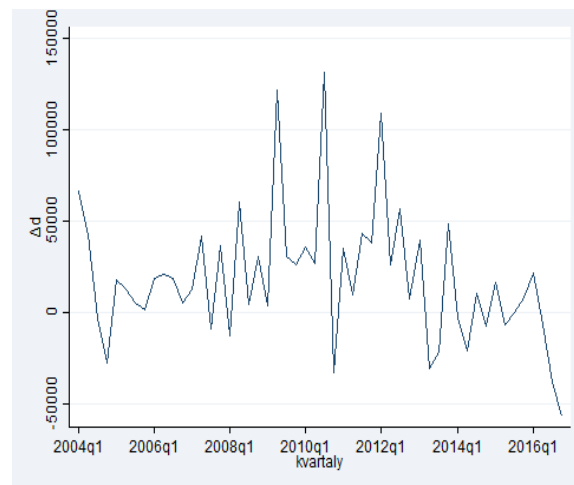
Graf č. 3.5 popisuje vývoj změny míry inflace, kde lze opět spatřit značnou variabilitu její změny. Po nárůstu míry inflace v důsledku finanční krize dochází v následných letech k poklesu cenové hladiny a opětovnému růstu (snižování úrokových sazeb) v důsledku hrozby deflace. Graf č. 3.6 představuje vývoj změny salda státního rozpočtu a ukazuje, jak vláda reagovala v průběhu daného období na potřeby ekonomické stabilizace. V období krize saldo značně přesahuje konvergenční kritérium 3 % k HDP. Graf č. 3.7 znázorňuje mezeru výstupu, kdy v období krize lze pozorovat zápornou a v obdobích růstu kladnou mezeru výstupu. Graf č. 3.8 vystihuje vývoj míry nezaměstnanosti, která klesala od začátku pozorovaného období až do období finanční krize. V důsledku nejistoty firem, které byly nuceny propouštět, nezaměstnanost vzrostla až k hodnotě 8 %. Po překonání krize se postupně míra nezaměstnanosti, po jistých výkyvech, vrátila v předkrizový stav.

Graf 2.1: Vývoj změny 2T reposazby, v %



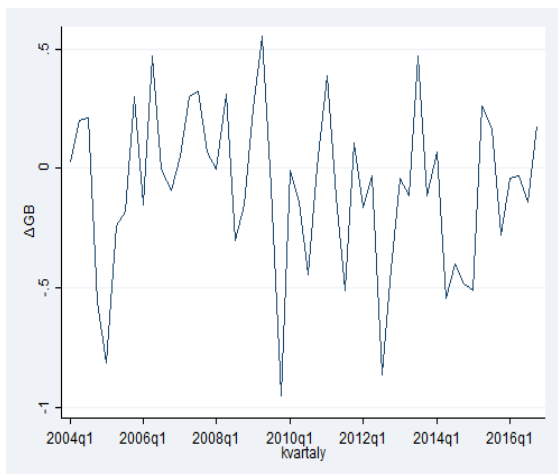
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.2: Vývoj změny vládního dluhu, v mil. Kč



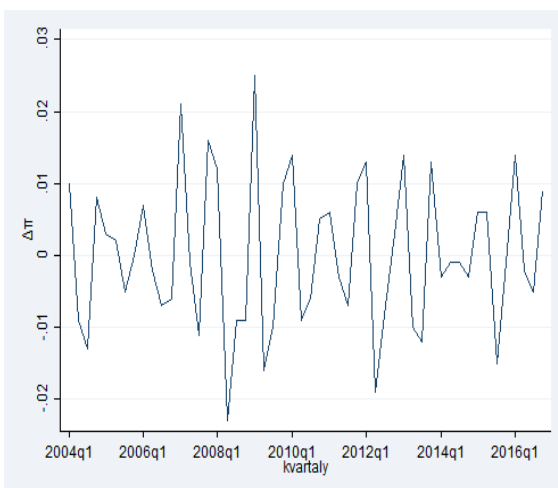
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.3: Vývoj změny z výnosu desetiletého vládního dluhopisu (v %)



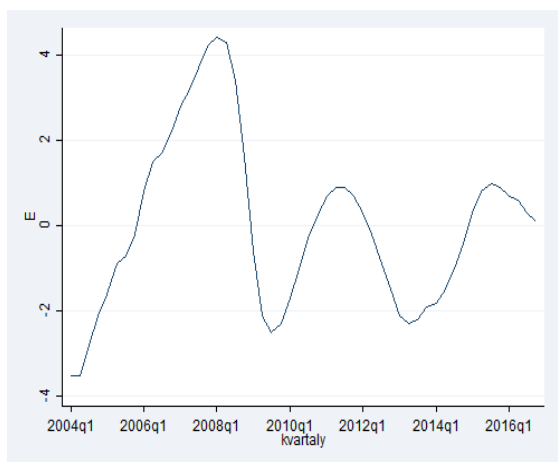
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.5: Vývoj změny míry inflace (v %)



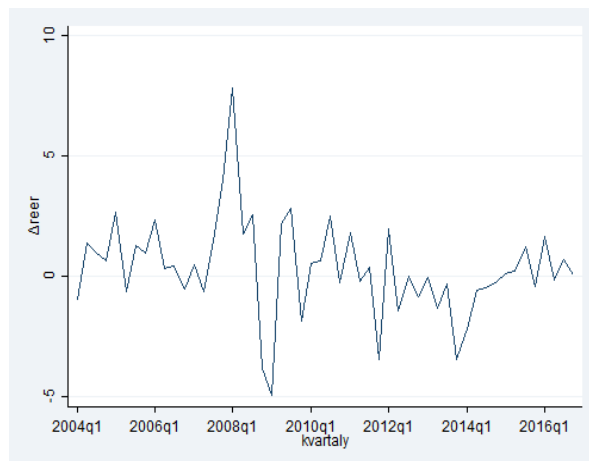
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.7: Vývoj mezery výstupu (v %)



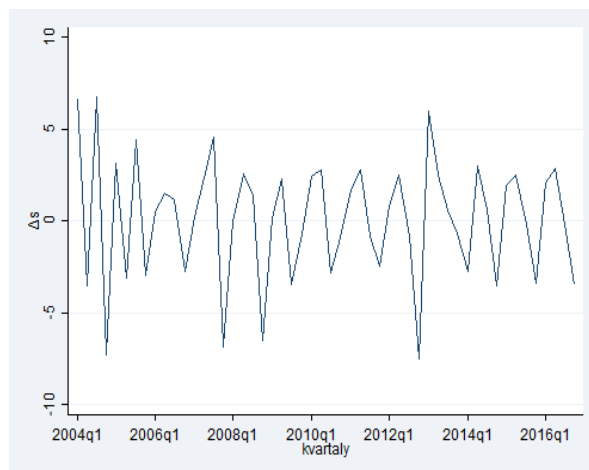
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.4: Vývoj změny reálného efektivního měnového kurzu (Index, 2010 = 100)



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.6: Vývoj změny salda státního rozpočtu (jako podíl k HDP)



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.8: Vývoj míry nezaměstnanosti (v %)

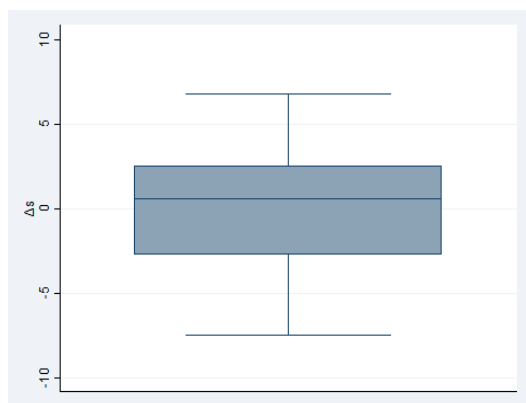


Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

3.3.2 Analýza extrémních a chybějících hodnot

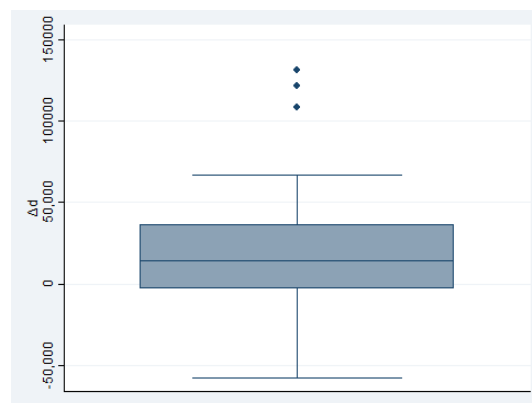
Nevyskytuje se žádná chybějící hodnota, veškerá data byla vyhledána v jednotlivých databázích Eurostatu, ECB, ČNB. Nicméně posunutím hodnot salda státního rozpočtu a vládního dluhu dojde ke ztrátě jednoho čtvrtletního období pro model fiskální politiky. Pro analýzu odlehlých a extrémních hodnot je vhodné využít grafického znázornění pomocí boxplotů („krabičky s vousy“). Hodnoty, které se nacházejí až za „vousy“ (úsečky, jejichž konce reprezentují minimální a maximální hodnotu) jsou odlehlé a extrémní hodnoty. Úsečka uprostřed krabicového grafu (obdélníku) představuje medián a hranice obdélníku jsou vymezeny dolním a horním kvantilem. Z grafů je patrné, že odlehlé hodnoty se vyskytují v několika případech. V Boxplotech změny salda státního rozpočtu (graf č. 3.9), mezery výstupu (graf č. 3.11), změny míry inflace (graf č. 3.12) a míry nezaměstnanosti (graf č. 3.13) se nevyskytují žádné odlehlé a extrémní odlehlé hodnoty. Graf č. 3.10 znázorňuje změnu vládního dluhu, ve kterém se vyskytují tři odlehlé hodnoty. Graf č. 3.14 změna reálného efektivního měnového kurzu vykazuje 1 odlehlou hodnotu. V grafu změny výnosu z desetiletého vládního dluhopisu (graf č. 3.15) se vyskytuje jedna odlehlá hodnota. Tyto odlehlé hodnoty nepředstavují extrémní odlehlé hodnoty a není potřeba je nahrazovat. Poslední graf (č. 3.16) představuje změnu 2T repo sazby, ve kterém se vyskytuje 15 odlehlých hodnot. V časové řadě 2T reposazby se vyskytuje 24 hodnot z celkových 52, které mají hodnotu nula (tedy změna v jednotlivých čtvrtletích neproběhla a centrální banka nepotřebovala regulovat úrokovou sazbu – hlavně v období po finanční krizi). Lze předpokládat, že hodnoty, které se prakticky jen málo liší od hodnoty 0 značně ovlivňují celkový výsledek. Z výsledných 15 odlehlých hodnot poté 8 představuje extrémní odlehlé hodnoty, které je potřeba nahradit. Nicméně se jedná o hlavní instrument monetární politiky, přičemž jeho zásadní úpravou by došlo ke zkreslení vlivu monetární autority.

Graf 3.9: Boxplot změny salda SR



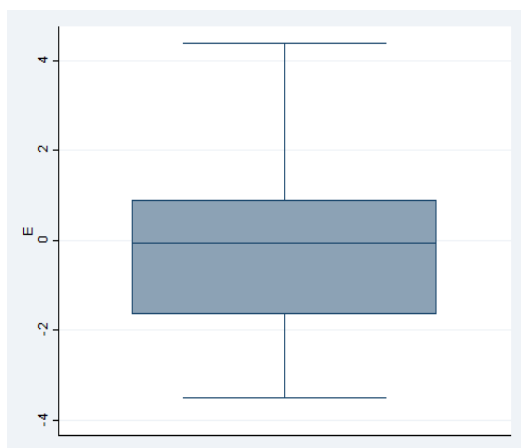
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.10: Boxplot změny vládního dluhu



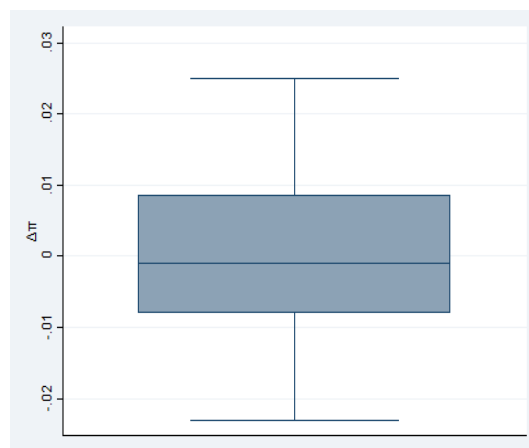
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.11: Boxplot mezery výstupu



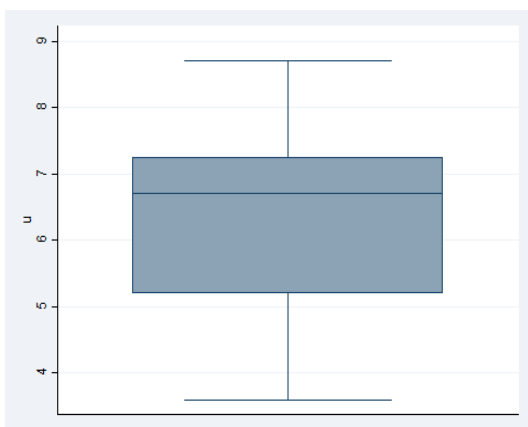
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.12: Boxplot změny míry inflace



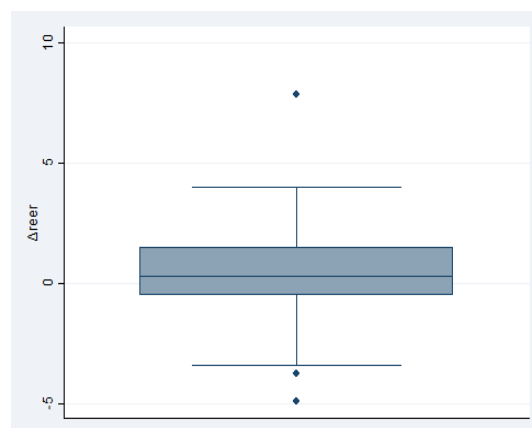
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.13: Boxplot míry nezaměstnanosti



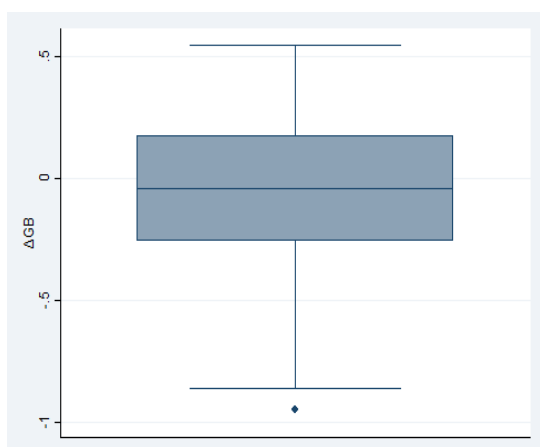
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.14: Boxplot změny reálného efektivního kurzu



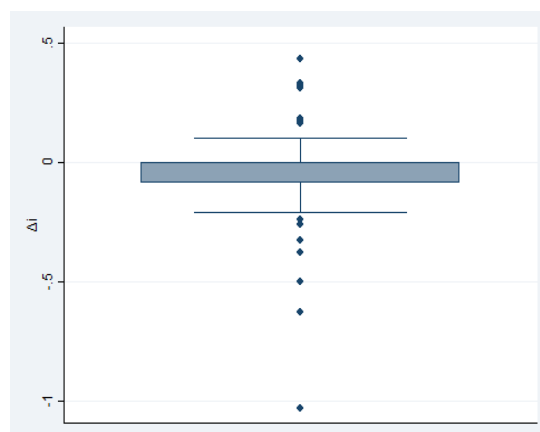
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.15: Boxplot změny z výnosu desetiletého vládního dluhopisu



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.16: Boxplot změny 2T reposazby



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

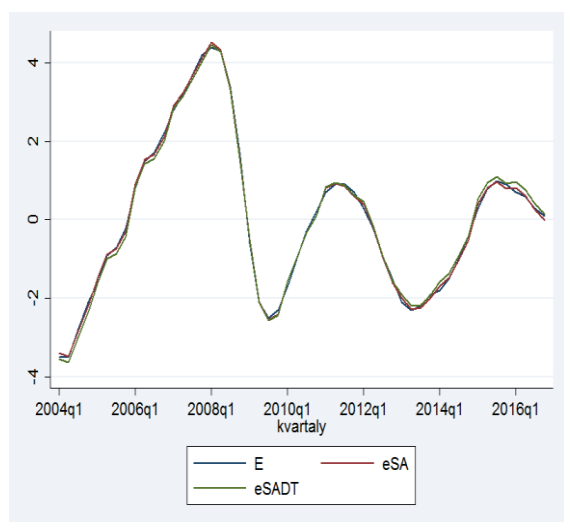
3.3.3 Dekompozice časových řad

Dekompozicí časových řad se rozumí jejich rozklad na jednotlivé systematické složky, což napomáhá očistit časové řady od nevyžádaných vlivů. Jednotlivé složky, které každá časová řada však nemusí vykazovat, lze rozdělit na:

- trendovou složku (T_t) – zachycuje tendenci pohybu časové řady, tedy dlouhodobý růst či dlouhodobý pokles,
- sezónní složku (S_t) – vystihuje výkyvy (periodicitu) časové řady, například během jednoho kalendářního roku,
- cyklickou složku (C_t) – je spojena s cyklickým chováním časové řady,
- Náhodnou složku ε_t , - nesystematická složka, která vzniká náhodnými (nezachycenými) vlivy působící na časovou řadu.

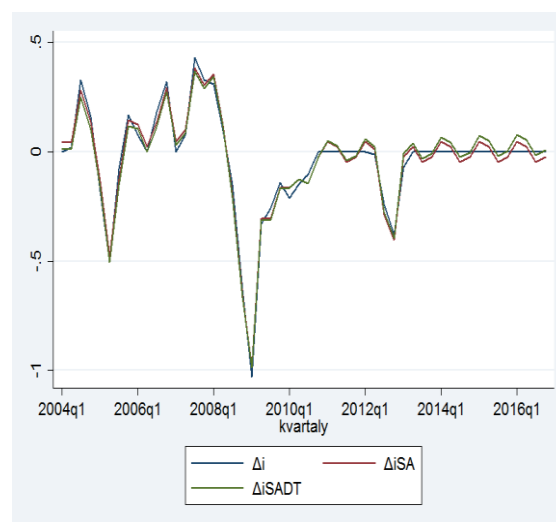
Pro dekompozici časových řad lze využít aditivní model, kdy dochází ke sčítání jednotlivých částí časové řady, nebo multiplikativní model, který jednotlivé složky násobí. Aditivní metoda bude nadále využita pro očištění časových řad. Následující grafy zobrazují časové řady proměnných očištěné o sezónní a trendovou složku. (Hančlová, 2012)

Graf 3.17: mezeru výstupu trendově a sezónně očištěna



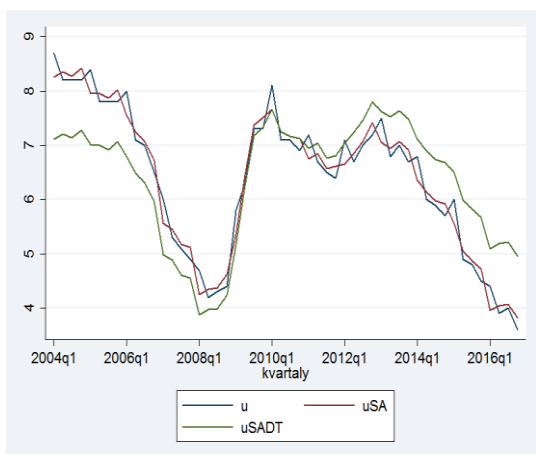
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.18: změna 2T reposazby trendově a sezónně očištěna



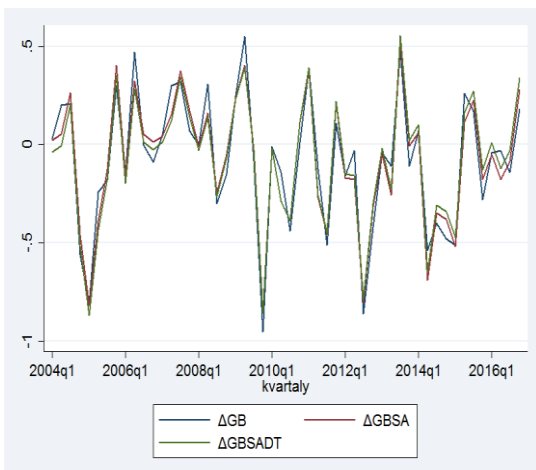
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.19: míra nezaměstnanosti trendově a sezónně očištěna



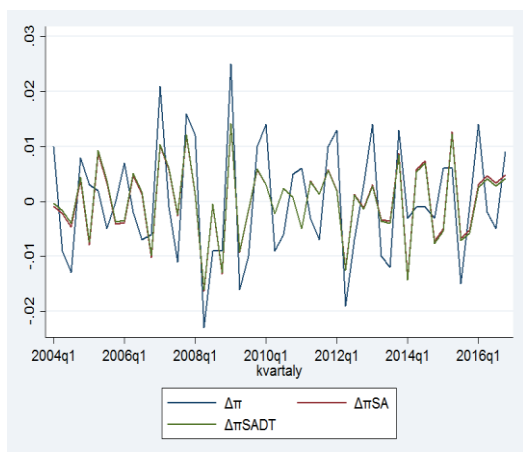
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.21: změna z výnosu desetiletého vládního dluhopisu sezónně a trendově očištěna



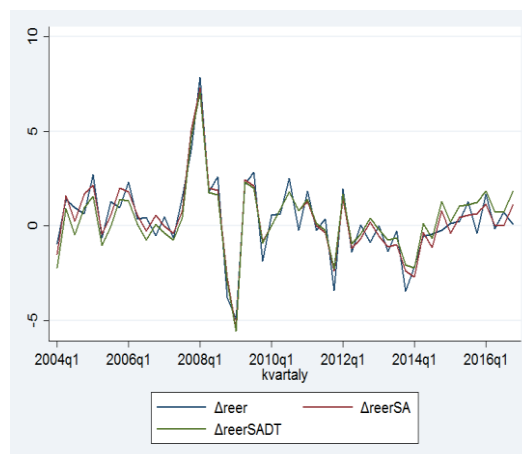
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.3: změna míry inflace sezónně a trendově očištěna



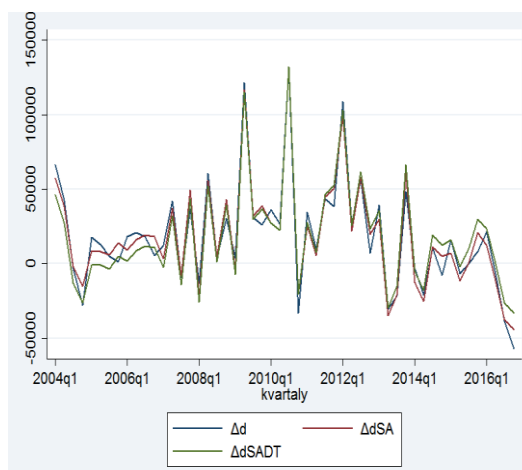
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.20: změna reálného efektivního měnového kurzu sezónně a trendově očištěna



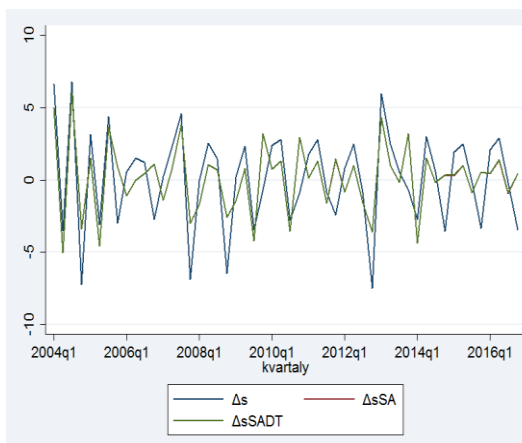
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.22: změna vládního dluhu sezónně a trendově očištěna



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.24: změna salda státního rozpočtu k HDP sezónně a trendově očištěna



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

3.4 Analýza korelační matice proměnných

Pro připomenutí je opět zobrazen model monetární a fiskální politiky, tentokrát již očištěn o vliv sezónní a trendové složky, což by mělo vést k přesnějším výsledkům:

$$\text{FP: } \Delta s_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta d_{t-1} + \beta_2 \cdot E y_t + \beta_3 \Delta s_{t-1} + \beta_4 \cdot u_t + \beta_5 \cdot \Delta i_t + \varepsilon_t, \quad (3.7)$$

$$\text{MP: } \Delta i_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta \pi_t + \beta_2 \cdot E y_t + \beta_3 \cdot \Delta \text{GB}_t + \beta_4 \cdot \Delta \text{reer}_t + \beta_5 \cdot \Delta s_t + \varepsilon_t. \quad (3.8)$$

Následující tabulky představují korelační matice proměnných obou modelů, které znázorňují párové závislosti mezi jednotlivými proměnnými pomocí koeficientu korelace a slouží jako jakýsi „orientační indikátor“. Mezi vysvětlovanou a vysvětlující proměnnou by hodnota koeficientu v nejlepším případě měla převyšovat hodnotu 0,8 v absolutní hodnotě. Mezi jednotlivými nezávislými proměnnými by tato hodnota měla být naopak menší než 0,8 v absolutní hodnotě, jinak lze očekávat silnou multikolinearitu proměnných. Zobrazena je rovněž statistická významnost jednotlivých vztahů, který by neměla přesáhnout hodnotu 0,05 (standardní hladina významnosti 5 %, znázorněna v druhém řádku). (Hančlová, 2012)

Tab. 3.3: Korelační matice modelu fiskální autority

	$\Delta s\text{SADT}$	$\text{lag}\Delta d\text{S}\sim\text{T}$	$e\text{SADT}$	$\text{lag}\Delta s\text{S}\sim\text{T}$	$u\text{SADT}$	$\Delta i\text{SADT}$
$\Delta s\text{SADT}$	1.0000					
$\text{lag}\Delta d\text{SADT}$	-0.0786 0.5835	1.0000				
$e\text{SADT}$	-0.0569 0.6887	-0.1270 0.3746	1.0000			
$\text{lag}\Delta s\text{SADT}$	-0.5820 0.0000	-0.0905 0.5277	-0.0094 0.9479	1.0000		
$u\text{SADT}$	0.0601 0.6721	0.1908 0.1798	-0.8029 0.0000	0.0624 0.6633	1.0000	
$\Delta i\text{SADT}$	0.3038 0.0286	-0.1151 0.4212	0.3149 0.0230	0.1260 0.3784	-0.0955 0.5008	1.0000

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

V tabulce č. 3.3 lze pozorovat jako statisticky významné proměnné zpožděnou změnu salda státního rozpočtu a změnu úrokové sazby, prostřednictvím které dojde k zhodnocení vlivu monetární proměnné ve fiskálním modelu. Ostatní proměnné jsou statisticky nevýznamné a mají malý vliv na vysvětlovanou proměnnou i mezi sebou (výjimka vlivu mezery výstupu a míry nezaměstnanosti), proto dojde ještě k jistým úpravám.

Tab. 3.4: Korelační matice modelu monetární autority

	$\Delta iSADT$	$\Delta mSADT$	$eSADT$	$\Delta GBSADT$	$\Delta reerS \sim T$	$\Delta sSADT$
$\Delta iSADT$	1.0000					
$\Delta mSADT$	-0.1193 0.3996	1.0000				
$eSADT$	0.3149 0.0230	0.0260 0.8549	1.0000			
$\Delta GBSADT$	0.1816 0.1976	-0.0678 0.6328	0.2323 0.0974	1.0000		
$\Delta reerSADT$	0.4974 0.0002	-0.0840 0.5538	0.3656 0.0077	0.0169 0.9052	1.0000	
$\Delta sSADT$	0.3038 0.0286	-0.0086 0.9518	-0.0569 0.6887	0.1156 0.4143	-0.1544 0.2744	1.0000

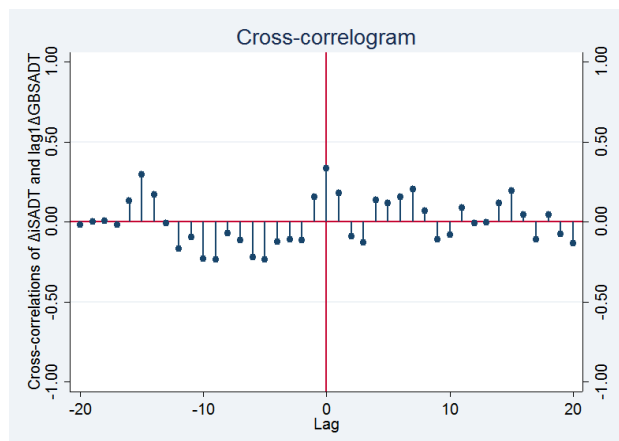
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

V případě párových korelací monetární autority (tab. č. 3.4) se jako statisticky významné proměnné jeví mezera výstupu, změna reálného efektivního kurzu a reprezentant fiskální politiky saldo státního rozpočtu, podle kterého opět dojde k zhodnocení vzájemného vztahu mezi FP a MP. Ostatní proměnné jsou statisticky nevýznamné s nízkým koeficientem korelace.

3.4.1 Křížová korelace

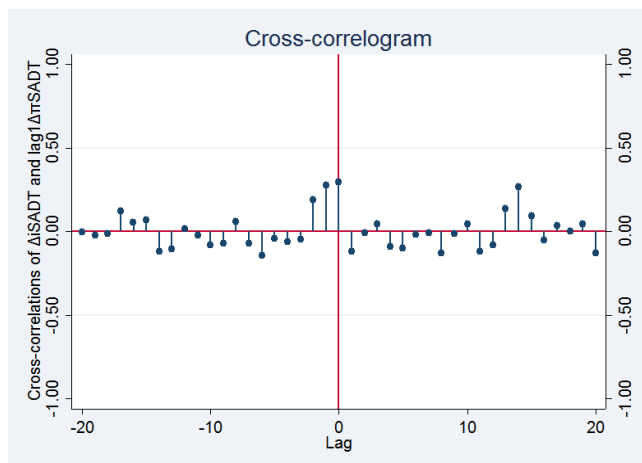
Křížová korelace slouží pro zjištění zpoždění či předcházení jednotlivých vysvětlujících proměnných vzhledem k vysvětlované proměnné. Vyskytuje-li se v grafech v bodě 0 nejvyšší hodnota (absolutně), nedochází ke zpoždění a předcházení proměnných. Křížové korelace jsou znázorněny v příloze č. 2. Na základě křížových korelací bylo rozhodnuto o posunutí tří proměnných, a to konkrétně změny z výnosu desetiletého vládního dluhopisu a změny míry inflace o 1 období v monetárním modelu a posunutí míry nezaměstnanosti o tři období (v důsledku očekávané multikolinearity) ve fiskálním modelu. Po zvážení nebude upravena mezera výstupu pro vhodnější zachycení stejného vlivu v obou modelech. Dále nebude logicky upravena zpožděná změna státního rozpočtu a zpožděná změna vládního dluhu ve fiskálním modelu, které figurují v základním modelu v tomhle tvaru. Ostatní proměnné mají vztah v pořádku nebo není potřeba jejich dalších úprav. Vygenerování těchto posunů však dochází ke ztrátě pár hodnot. Po korekci jsou zachyceny jednotlivé křížové korelace.

Graf 3.25: Křížová korelace změny úrokové sazby a změny z výnosu desetiletého vládního dluhopisu po úpravě



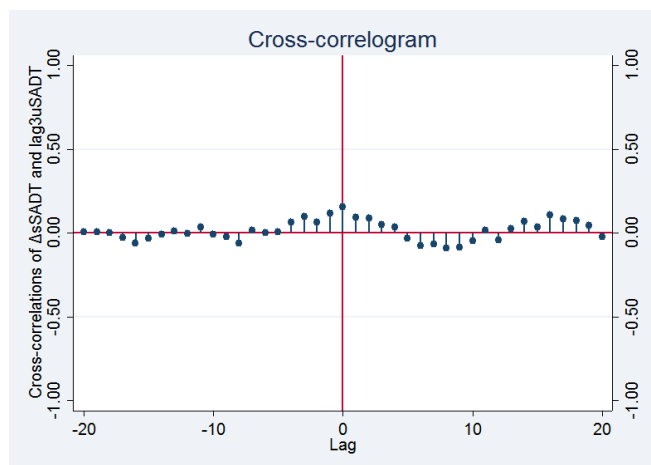
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.26: Křížová korelace mezi změnou úrokové sazby a změnou míry inflace po úpravě



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.27: Křížová korelace změny salda státního rozpočtu a míry nezaměstnanosti po úpravě



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Po úpravě se v modelu monetární politiky staly všechny vysvětlující proměnné statisticky významné na hladině významnosti 5 %, nicméně jejich vliv na hlavní vysvětlovanou proměnnou je nízký. Největší vliv na úrokovou sazbu má reálný efektivní kurz koruny s hodnotou přibližně 0,5, zbytek proměnných se pohybuje kolem hodnoty 0,3. Ostatní vztahy mezi nezávislými proměnnými jsou v pořádku či statisticky nevýznamné. (viz. tab. č. 3.5).

Tab. 3.5: Korelační matice modelu monetární politiky po úpravě

	$\Delta iSADT$	$lag1\Delta\pi\sim T$	$eSADT$	$lag1\Delta G\sim T$	$\Delta reerS\sim T$	$\Delta sSADT$
$\Delta iSADT$	1.0000					
$lag1\Delta\pi SADT$	0.2944 0.0360	1.0000				
$eSADT$	0.3149 0.0230	0.0640 0.6556	1.0000			
$lag1\Delta GBSADT$	0.3323 0.0172	-0.0853 0.5516	0.2155 0.1289	1.0000		
$\Delta reerSADT$	0.4974 0.0002	0.2328 0.1002	0.3656 0.0077	0.2290 0.1060	1.0000	
$\Delta sSADT$	0.3038 0.0286	0.1294 0.3654	-0.0569 0.6887	0.0411 0.7745	-0.1544 0.2744	1.0000

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Tab. č 3.6. znázorňuje korelační matici modelu FP po jednotlivých úpravách. Statisticky významné veličiny se jeví pouze zpožděná hodnota salda SR a instrument monetární politiky. Ostatní vztahy mezi nezávislými proměnnými jsou v pořádku či statisticky nevýznamné.

Tabulka 3.6: Korelační matice modelu fiskální autority po úpravě

	$\Delta sSADT$	$lag\Delta dS\sim T$	$eSADT$	$lag\Delta sS\sim T$	$lag3uS\sim T$	$\Delta iSADT$
$\Delta sSADT$	1.0000					
$lag\Delta dSADT$	-0.0786 0.5835	1.0000				
$eSADT$	-0.0569 0.6887	-0.1270 0.3746	1.0000			
$lag\Delta sSADT$	-0.5820 0.0000	-0.0905 0.5277	-0.0094 0.9479	1.0000		
$lag3uSADT$	0.1568 0.2820	-0.0605 0.6796	-0.3293 0.0209	0.1168 0.4240	1.0000	
$\Delta iSADT$	0.3038 0.0286	-0.1151 0.4212	0.3149 0.0230	0.1260 0.3784	0.3353 0.0185	1.0000

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Základní model po úpravách má následující podobu:

$$\text{FP: } \Delta s_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta d_{t-1} + \beta_2 \cdot E y_t + \beta_3 \Delta s_{t-1} + \beta_4 \cdot u_{t-3} + \beta_5 \cdot \Delta i_t + \varepsilon_t, \quad (3.9)$$

$$\text{MP: } \Delta i_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta \pi_{t-1} + \beta_2 \cdot E y_t + \beta_3 \cdot \Delta \text{GB}_{t-1} + \beta_4 \cdot \Delta \text{reer}_t + \beta_5 \cdot \Delta s_t + \varepsilon_t. \quad (3.10)$$

Tab. 3.7: Odhad modelu MP v úrovních

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	51
Model	1.32636782	5	.265273564	F(5, 45)	=	8.15
Residual	1.4655962	45	.032568804	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.4751
				Adj R-squared	=	0.4167
Total	2.79196402	50	.05583928	Root MSE	=	.18047

$\Delta i \text{SADT}$	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lag1 $\Delta i \text{SADT}$	5.651349	3.895307	1.45	0.154	-2.194203	13.4969
eSADT	.0161558	.0139413	1.16	0.253	-.0119233	.044235
lag1 ΔGBSADT	.1539377	.0838848	1.84	0.073	-.015015	.3228905
$\Delta \text{reerSADT}$.0532193	.0155563	3.42	0.001	.0218872	.0845513
$\Delta s \text{SADT}$.0316371	.0109417	2.89	0.006	.0095994	.0536747
_cons	-.048302	.0274453	-1.76	0.085	-.1035796	.0069756

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Jak ukazuje tab. č. 3.7, koeficient R^2 má hodnotu 0,47, což znamená, že 47 % vysvětlované proměnné lze vysvětlit modelem a zbytek je dán náhodnou složkou. Koeficient je relativně nízký. Hodnota ostatních koeficientů je -0,48302 pro statisticky významnou úrovněnou konstantu (β_0) na hladině významnosti 10 %; 5,651349 pro statisticky nevýznamný parametr β_1 ; 0,161558 pro statisticky nevýznamný parametr β_2 ; 0,1539377 pro statisticky významný parametr β_3 na hladině významnosti 10 %; 0,0532193 pro statisticky významný parametr β_4 a 0,0316371 pro statisticky významný parametr β_5 , oba parametry na hladině významnosti 5 %.

Tab. 3.8: Odhad modelu FP v úrovních

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	49
Model	95.39856	5	19.079712	F(5, 43)	=	6.38
Residual	128.589464	43	2.99045264	Prob > F	=	0.0002
				R-squared	=	0.4259
				Adj R-squared	=	0.3592
Total	223.988024	48	4.66641716	Root MSE	=	1.7293

$\Delta s \text{SADT}$	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lag $\Delta d \text{SADT}$	-5.91e-06	7.28e-06	-0.81	0.421	-.0000206	8.77e-06
eSADT	-.2142048	.1752786	-1.22	0.228	-.5676878	.1392782
lag $\Delta s \text{SADT}$	-.5456162	.110389	-4.94	0.000	-.7682369	-.3229955
lag3uSADT	.0037856	.286684	0.01	0.990	-.5743678	.581939
$\Delta i \text{SADT}$	4.243809	1.403535	3.02	0.004	1.413312	7.074306
_cons	.4099364	1.935934	0.21	0.833	-3.494246	4.314119

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

V tab. č. 3.8 lze poté vyčíst koeficient R^2 , který má hodnotu 42 %. Hodnota ostatních koeficientů je 0,4099364 pro statisticky nevýznamnou úrovnovou konstantu β_0 ; -5,91 pro statisticky nevýznamný parametr β_1 ; -0,2142048 pro statisticky nevýznamný parametr β_2 ; -0,5456162 pro statisticky významný parametr β_3 ; 0,037856 pro statisticky nevýznamný parametr β_4 a 4,243809 pro statisticky významný parametr β_5 .

Pro dosažení vhodnějších výsledků lze transformovat proměnnou míru nezaměstnanosti, ať již ve zpožděné nebo původní podobě, do logaritmického tvaru, nicméně předběžné propočty s touto proměnnou neobsahovaly lepších výsledků. Ostatní proměnné převádět do logaritmické formy nelze, respektive lze, ale jelikož se u většiny proměnných jedná o změny hodnot a vyskytují se zde často záporné hodnoty, transformaci do logaritmického tvaru pro tyto hodnoty nelze uskutečnit, a došlo by ke ztrátě velkého počtu hodnot.

3.5 Statistická verifikace odhadnutých parametrů a modelu

Prostřednictvím t-testu bude provedeno testování hypotéz o jednotlivých regresních koeficientech. Dle nulové hypotézy je koeficient statisticky nevýznamný, rovná-li se parametr nule. Alternativní hypotéza předpokládá statistickou významnost koeficientů s parametry nerovnajících se nule.

$H_0: \beta_i = 0$ (parametr je statisticky nevýznamný)

$H_1: \beta_i \neq 0$ (parametr je statisticky významný)

Poté dojde k porovnání kritické hodnoty t-testu s vypočtenou hodnotou. Výpočet t-statistiky se provádí podle následujícího vzorce:

$$t_{vyp} = (\hat{\beta}_i - 0) / \hat{\sigma}_{\beta_i}$$

$t_{krit} = T_{INV}(\alpha; n-k)$, kde:

- n – počet pozorování
- k – počet parametrů

Rozhodovací pravidlo: $|t_{vyp}| > t_{\alpha}(n - k) \Rightarrow$ zamítáme H_0 na hladině významnosti α , tzn. lze předpokládat, že β_i je statisticky významný.

Pro verifikaci celkového modelu je využit F-test. Dle nulové hypotézy jsou koeficienty statisticky nevýznamné s výjimkou úrovnové konstanty, když se rovnají parametry nule a model poté není statisticky významný jako celek. Alternativní hypotéza udává, že alespoň jeden z parametrů β_i je různý od 0 a model je statisticky významný.

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_i = 0$ (model je statisticky nevýznamný)

$H_1: \beta_i \neq 0$ (model je statisticky významný)

V F-testu opět dochází k porovnání kritické hodnoty s vypočtenou hodnotou. Vzorec pro výpočet F-statistiky je dán vztahem:

$$F_{\text{vyp}} = (ESS/df_1)/(RSS/df_2) = (ESS/(k-1)) / (RSS/(n-k)) \sim F_{\alpha}(k-1; n-k)$$

Kde:

- ESS – vysvětlený součet čtverců,
- RSS – reziduální součet čtverců,
- $df_1 = k - 1$...počet stupňů volnosti,
- $df_2 = n - k$... počet stupňů volnosti.

$F_{\text{vyp}} > F_{\alpha}(k-1; n-k) \Rightarrow$ lze zamítnout H_0 na hladině významnosti α , předpokládáme, že model jako celek smysl.

3.5.1 Test statistické významnosti parametrů modelu monetární politiky

- **Test statistické významnosti parametru β_1** (zpožděná hodnota změny míry inflace)
 - Počet pozorování n je 51 a počet proměnných k včetně úrovně konstanty je 6
 - Testové kritérium (viz. tab. 3.7) je 1,45 v absolutní hodnotě
 - Kritická hodnota je 2,014 (pro hladinu významnosti 5 %) nebo 1,679 (pro hladinu významnosti 10 %)
 - T-statistika vypočtená je nižší než T-statistika kritická ($1,45 < 2,014$), tzn., že nemůžeme zamítnout H_0 na hladině významnosti 5 a 10 % a parametr β_1 je statisticky nevýznamný, tak jak bylo zjištěno modelem (tab. 3.7)
- **Test statistické významnosti parametru β_2** (mezera výstupu)
 - Počet pozorování n je 51 a počet proměnných k včetně úrovně konstanty je 6
 - Testové kritérium (viz. tab. 3.7) je 1,16 v absolutní hodnotě
 - Kritická hodnota je 2,014 (pro hladinu významnosti 5 %) nebo 1,679 (pro hladinu významnosti 10 %)
 - T-statistika vypočtená je nižší než T-statistika kritická ($1,16 < 2,014$), tzn., že nemůžeme zamítnout H_0 na hladině významnosti a parametr β_2 je statisticky nevýznamný, tak jak bylo zjištěno modelem (tab. 3.7)
- **Test statistické významnosti parametru β_3** (zpožděná změna z výnosu desetiletého vládního dluhopisu)

- Počet pozorování n je 51 a počet proměnných k včetně úrovně konstanty je 6
- Testové kritérium (viz. tab. 3.7) je 1,84 v absolutní hodnotě
- Kritická hodnota je 2,014 (pro hladinu významnosti 5 %) nebo 1,679 (pro hladinu významnosti 10 %)
- T-statistika vypočtená je nižší než T-statistika kritická ($1,84 < 2,014$) pro hladinu významnosti 5 %, ale vyšší ($1,84 > 1,679$) pro hladinu významnosti 10 %. Tzn., že na hladině významnosti 10 % je parametr β_3 statisticky významný, jelikož zamítáme H_0 . To rovněž potvrzuje model (tab. 3.7).
- **Test statistické významnosti parametru β_4** (změna reálného efektivního kurzu)
 - Počet pozorování n je 51 a počet proměnných k včetně úrovně konstanty je 6
 - Testové kritérium (viz. tab. 3.7) je 3,42 v absolutní hodnotě
 - Kritická hodnota je 2,014 (pro hladinu významnosti 5 %) nebo 1,679 (pro hladinu významnosti 10 %)
 - T-statistika vypočtená je vyšší než T-statistika kritická ($3,42 > 2,014$), tzn., že lze zamítnout H_0 na hladině významnosti 5 % a parametr β_4 je statisticky významný, tak jak bylo zjištěno modelem (tab. 3.7)
- **Test statistické významnosti parametru β_5** (změna salda státního rozpočtu)
 - Počet pozorování n je 51 a počet proměnných k včetně úrovně konstanty je 6
 - Testové kritérium (viz. tab. 3.7) je 2,89 v absolutní hodnotě
 - Kritická hodnota je 2,014 (pro hladinu významnosti 5 %) nebo 1,679 (pro hladinu významnosti 10 %)
 - T-statistika vypočtená je nižší než T-statistika kritická ($2,89 < 2,014$), tzn., že lze zamítnout H_0 na hladině významnosti 5 % a parametr β_5 je statisticky významný, tak jak bylo zjištěno modelem (tab. 3.7)

3.5.2 Test statistické významnosti parametrů modelu fiskální politiky

- **Test statistické významnosti parametru β_1** (zpožděná změna vládního dluhu)
 - Počet pozorování n je 49 a počet proměnných k včetně úrovně konstanty je 6
 - Testové kritérium (viz. tab. 3.8) je 0,81 v absolutní hodnotě
 - Kritická hodnota je 2,016 (pro hladinu významnosti 5 %) nebo 1,681 (pro hladinu významnosti 10 %)
 - T-statistika vypočtená je nižší než T-statistika kritická ($0,81 < 2,016$), tzn., že nemůžeme zamítnout H_0 na hladině významnosti a parametr β_1 je statisticky nevýznamný, tak jak bylo zjištěno modelem (tab. 3.8)

- **Test statistické významnosti parametru β_2** (mezera výstupu)
 - Počet pozorování n je 49 a počet proměnných k včetně úrovně konstanty je 6
 - Testové kritérium (viz. tab. 3.8) je 1,22 v absolutní hodnotě
 - Kritická hodnota je 2,016 (pro hladinu významnosti 5 %) nebo 1,681 (pro hladinu významnosti 10 %)
 - T-statistika vypočtená je nižší než T-statistika kritická ($1,22 < 2,016$), tzn., že nemůžeme zamítnout H_0 na hladině významnosti a parametr β_2 je statisticky nevýznamný, tak jak bylo zjištěno modelem (tab. 3.8)
- **Test statistické významnosti parametru β_3** (zpožděná změna salda státního rozpočtu)
 - Počet pozorování n je 49 a počet proměnných k včetně úrovně konstanty je 6
 - Testové kritérium (viz. tab. 3.8) je 4,94 v absolutní hodnotě
 - Kritická hodnota je 2,016 (pro hladinu významnosti 5 %) nebo 1,681 (pro hladinu významnosti 10 %)
 - T-statistika vypočtená je vyšší než T-statistika kritická ($4,94 > 2,016$), tzn., že lze zamítnout H_0 na hladině významnosti a parametr β_3 je statisticky významný, tak jak bylo zjištěno modelem (tab. 3.8)
- **Test statistické významnosti parametru β_4** (zpožděná míra nezaměstnanosti)
 - Počet pozorování n je 49 a počet proměnných k včetně úrovně konstanty je 6
 - Testové kritérium (viz. tab. 3.8) je 0,01 v absolutní hodnotě
 - Kritická hodnota je 2,016 (pro hladinu významnosti 5 %) nebo 1,681 (pro hladinu významnosti 10 %)
 - T-statistika vypočtená je nižší než T-statistika kritická ($0,01 < 2,016$), tzn., že nemůžeme zamítnout H_0 na hladině významnosti a parametr β_4 je statisticky nevýznamný, tak jak bylo zjištěno modelem (tab. 3.8)
- **Test statistické významnosti parametru β_5** (změna úrokové sazby)
 - Počet pozorování n je 49 a počet proměnných k včetně úrovně konstanty je 6
 - Testové kritérium (viz. tab. 3.8) je 3,02 v absolutní hodnotě
 - Kritická hodnota je 2,016 (pro hladinu významnosti 5 %) nebo 1,681 (pro hladinu významnosti 10 %)
 - T-statistika vypočtená je vyšší než T-statistika kritická ($3,02 > 2,016$), tzn., že můžeme zamítnout H_0 na hladině významnosti 5 % a parametr β_5 je statisticky významný, tak jak bylo zjištěno modelem (tab. 3.8)

3.5.3 Statistická verifikace modelu monetární politiky jako celku

- Počet pozorování n je 51, počet proměnných k včetně úrovně konstanty je 6, počet stupňů volnosti df_1 je 5 a počet stupňů volnosti df_2 je 45.
- Testové kritérium je 8,15 (viz. tab. 3.7.) nebo výpočtem $F_{\text{vyp}} = (1.326368/5) / (1.465596/45) = 8,145$
- Kritická hodnota vypočtená pomocí excelu pro FINV (α ; df_1 ; df_2) neboli FINV (0,05;5;45) je 2,422
- Vypočtená F-statistika je větší než F-statistika kritická ($8,145 > 2,422$), a proto zamítáme H_0 a přijímáme ve prospěch H_1 , tzn., že na hladině významnosti 5 % lze předpokládat, že model jako celek je statisticky významný.

3.5.4 Statistická verifikace modelu fiskální politiky jako celku

- Počet pozorování n je 49, počet proměnných k včetně úrovně konstanty je 6, počet stupňů volnosti df_1 je 5 a počet stupňů volnosti df_2 je 43.
- Testové kritérium je 6,38 (viz. tab. 3.8.) nebo výpočtem $F_{\text{vyp}} = (95,39586/5) / (128,5895/43) = 6,380$
- Kritická hodnota vypočtená pomocí excelu pro FINV (α ; df_1 ; df_2) neboli FINV (0,05;5;43) je 2,432
- Vypočtená F-statistika je větší než F-statistika kritická ($6,380 > 2,432$), a proto zamítáme H_0 a přijímáme ve prospěch H_1 , tzn., že na hladině významnosti 5 % lze předpokládat, že model jako celek je statisticky významný.

3.6 Ekonometrická verifikace

Ekonometrická verifikace slouží k ověření předpokladů lineárního regresního modelu. Postupně bude provedeno testování autokorelace, heteroskedasticity, multikolinearity, normality reziduální složky a testování správné specifikace modelu.

3.6.1 Autokorelace v modelu monetární politiky

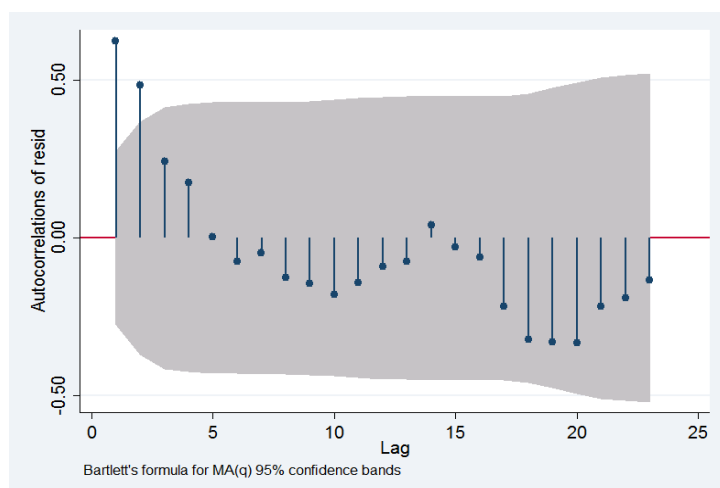
Autokorelace reziduální složky představuje sériovou závislost časové řady reziduí a časové řady zpožděných reziduí. Autokorelace zkresluje odhady rozptylu jednotlivých parametrů, a tak i testů statistické významnosti. Je-li autokorelace prokázána, je nutné ji odstranit. (Hančlová, 2012)

Mezi nejčastější příčiny autokorelace patří:

- setrvačnost údajů časových řad,
- nevhodná specifikace matematické formy modelu,
- zahrnutí chyb měření vysvětlované proměnné do náhodné složky,
- odhad modelu z dat obsahujících zprůměrované, vyrovnané, interpolované či extrapolované údaje.

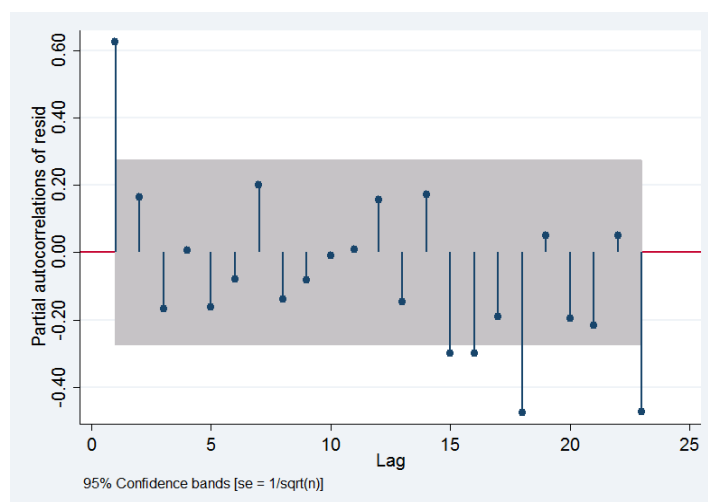
Pomocí grafů (viz příloze č. 3) dochází k předběžné identifikaci autokorelace. Vývoj standardizovaných reziduí by se měl vyskytovat v pásmu 95 % konfidenčního intervalu od -1,96 do 1,96 a data by neměla vykazovat systematické změny, tzn. že jsou náhodně rozmístěny. Dle grafické analýzy lze předpokládat, že se v modelu vyskytuje autokorelace. Hodnoty se nenalézají v daném intervalu a rezidua nevykazují systematické změny (data nejsou náhodně rozmístěna), ale spíše lze pozorovat určitý rostoucí pozitivní trend autokorelace. Graf č. 3.28 představuje autokorelační graf reziduální složky (ACF), který vyjadřuje sériovou závislost (autokorelaci) o jedno nebo více zpoždění včetně nepřímé autokorelace. Ukazuje tedy, od jakého řádu je zpoždění významné. Z grafu vyplývá významná autokorelace již od 1. řádu (úsečky mimo šedou zónu). Graf č. 3.29 poté představuje parciální autokorelační graf reziduální složky (PACF), který přímo vystihuje, v jakém řádu se autokorelace nachází, tedy která jednotlivá zpoždění mohou za autokorelaci. Je patrná autokorelace v 1., 15., 16, 18. a 23. řádu.

Graf 3.28: AFC graf



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.29: PACF graf



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Po grafické identifikaci autokorelace je provedena Durbin-Watsonova výpočetní metoda testování autokorelace 1. řádu. Pro výpočet je nutné stanovit základní hypotézy:

$H_0: \rho = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter, tj. existuje sériová nezávislost - neexistuje autokorelace 1. řádu)

$H_1: \rho \neq 0$ (rezidua nemají zcela náhodný charakter - existuje autokorelace 1. řádu)

Při rozhodování o hypotéze je potřebné opět zjistit kritické hodnoty, které lze dohledat ze statistických tabulek. Na standardní hladině významnosti je pro počet pozorování $n = 51$ a $k = 6$ dolní kritická hodnota $d_L = 1,34305$ a horní kritická $d_U = 1,77005$. Hodnota vypočteného DW testu je 0,708. (viz. obr. 3.1). Vypočtená hodnota se nenachází mezi d_L a d_U (interval neprůkaznosti).

Obr. 3.1: Durbin-Watson statistika

```
Durbin-Watson d-statistic( 6, 51) = .7082678
```

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Vypočtená Durbin-Watson statistika je nižší než dolní kritická hranice ($0,708 < 1,343$), což znamená, že na standardní hladině významnosti 5 % zamítáme H_0 ve prospěch H_1 a v modelu existuje statisticky významná pozitivní autokorelace 1. řádu. Grafická analýza autokorelace je tedy správně potvrzena výpočtem. Rezidua nemají náhodný charakter a autokorelaci je nutné odstranit.

Pro odstranění či zmírnění autokorelace je možné využít několik variant. Do modelu lze například přidat zpožděnou vysvětlovanou proměnnou nebo přidat novou trendovou proměnnou. Využít lze rovněž sofistikovanější metody, mezi které se řadí Cochrane-Orcuttova metoda či Prais-Winstenova metoda.

Pro zmírnění autokorelace prvního řádu bude do modelu zařazena zpožděná vysvětlovaná proměnná o jedno období a model má poté následující podobu:

$$\text{MP: } \Delta i_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta \pi_{t-1} + \beta_2 \cdot E_{y_t} + \beta_3 \cdot \Delta \text{GB}_{t-1} + \beta_4 \cdot \Delta \text{reer}_t + \beta_5 \cdot \Delta s_t + \Delta i_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (3.11)$$

Přidáním zpožděné vysvětlované proměnné (tab. 9) se koeficient determinace a adjustovaný koeficient zvýšil na hodnotu 79 %, respektive 76 %. Zajímavý je fakt, že nyní jsou všechny parametry statisticky významné kromě úrovně konstanty. Přidáním nové proměnné se sice změnila reakční funkce celého modelu MP, nicméně Řežábek (2011) ve své práci tuto zpožděnou vysvětlovanou proměnnou využívá v jednom ze svých monetárních modelů.¹³ Nyní je nutné opět testovat výskyt autokorelace v novém modelu, k čemuž je využíván Durbinův modifikovaný asymptotický test (h-statistika).

Obr. 3.2: Výpočet h-statistiky

$$h = (1 - 0,5 \cdot DW) \cdot \sqrt{\frac{n}{1 - n \cdot \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{y_{t-1}}}^2}}$$

Zdroj: Hančlová (2012)

¹³ Na rozdíl od Janků, Kappel a Kučerová (2014), kteří zpožděnou proměnnou úrokové sazby v modelu neuvádějí.

Tab. 3.9: Model MP po přidání zpožděné vysvětlované proměnné

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	51
Model	2.22049965	6	.370083275	F(6, 44)	=	28.49
Residual	.571464368	44	.012987827	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7953
				Adj R-squared	=	0.7674
Total	2.79196402	50	.05583928	Root MSE	=	.11396

$\Delta iSADT$	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lag1 $\Delta mSADT$	10.08424	2.517203	4.01	0.000	5.011155	15.15733
eSADT	-.0199795	.0098221	-2.03	0.048	-.0397747	-.0001843
lag1 $\Delta GBSADT$.1419545	.0529922	2.68	0.010	.0351557	.2487533
$\Delta reerSADT$.0346113	.0100764	3.43	0.001	.0143036	.054919
$\Delta sSADT$.0362362	.0069318	5.23	0.000	.0222662	.0502063
lag $\Delta iSADT$.6874404	.0828519	8.30	0.000	.5204634	.8544174
_cons	-.0125698	.0178585	-0.70	0.485	-.0485612	.0234216

Durbin-Watson d-statistic(7, 51) = 1.573131

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Stanovení hypotéz:

$H_0: \rho = 0$ (není významná autokorelace 1. řádu)

$H_1: \rho \neq 0$ (je významná autokorelace 1. řádu)

Pomocí excelu byla vypočtena h-statistika, která má hodnotu 1,890697.

Kritický obor:

$h \in <-1,96; 1,96>$ neboli $Z(1-\alpha/2)$ (1,959964)

Je-li h-statistika v absolutní hodnotě větší než $Z_{1-\alpha/2}$ (rovnající se hodnotě +/- 1,959), poté zamítám H_0 na hladině významnosti α . H-statistika vypočtená je nižší než kritická hodnota ($1,89 < 1,96$) a lze přijmout H_0 , tzn. že autokorelace 1. řádu není významná. Pro ověření slouží obr. 3.3, ve kterém lze vyčíst, že hladina významnosti alfa 5 % (0,05) je menší než hodnota chí kvadrátu (0,0760) a docházíme ke stejnému závěru.¹⁴

¹⁴ Vyzkoušeny byly i další metody pro odstranění autokorelace. Přidáním trendové proměnné a pomocí metody Preiss-Winsten problém autokorelace nebyl neodstraněn. Úspěšná byla Cochrane-Orcuttova metoda. Nicméně bude pokračováno s modelem se zpožděnou vysvětlovanou proměnnou v důsledku lepší ekonomické interpretace.

Obr. 3.3: Durbinův modifikovaný asymptotický test

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	3.149	1	0.0760

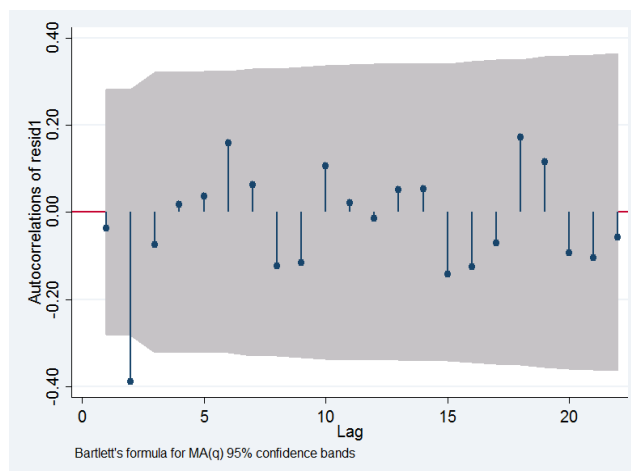
H0: no serial correlation

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

3.6.2 Autokorelace v modelu fiskální politiky

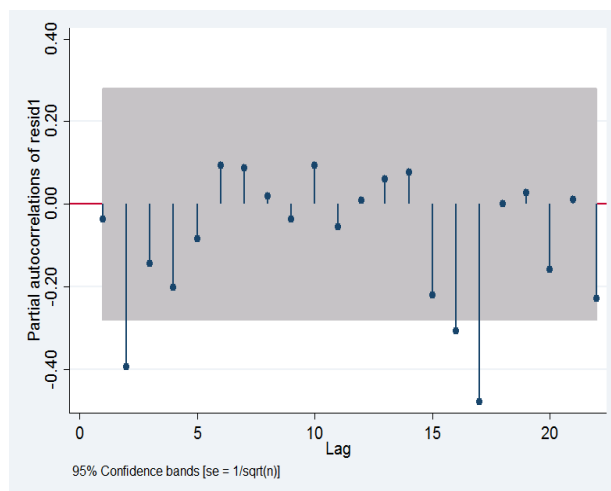
Bude opět provedena nejprve grafická (viz příloha č. 2), a poté výpočetní analýza autokorelace pro model FP. Z grafů nemusí nutně být zřejmé, zdali se autokorelace 1. řádu vyskytuje. Rezidua relativně vykazují náhodný charakter.

Graf 3.30: ACF graf



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.31: PACF graf



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf ACF ukazuje významnou autokorelaci až od 2. řádu, graf PACF ukazuje přímo na autokorelaci 2., 16. a 17. řádu. Pomocí Durbin-Watson testu je znovu provedena výpočetní metoda testování autokorelace 1. řádu.

Obr. 3.4: DW-statistika

```
Durbin-Watson d-statistic( 6, 49) = 2.052307
```

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Při rozhodování o hypotéze je potřebné opět zjistit kritické hodnoty, které lze dohledat ze statistických tabulek. Na standardní hladině významnosti je pro počet pozorování $n = 49$ a $k = 6$ dolní kritická hodnota $d_L = 1,32580$ a horní kritická $d_U = 1,77159$. Hodnota vypočteného DW testu je 2,052307. (viz. obr. 3.4). Vypočtená hodnota se nenachází mezi d_L a d_U (interval neprůkaznosti).

Vypočtená DW-statistika je vyšší než horní kritická hranice ($2,052307 > 1,77159$), což znamená, že na standardní hladině významnosti 5 %, nezamítáme H_0 a lze předpokládat, že v modelu neexistuje statisticky významná pozitivní autokorelace 1. řádu. Jelikož se v modelu FP již objevuje zpožděná vysvětlovaná proměnná, je potřeba vykonat ještě Durbinův modifikovaný asymptotický test. Pomocí excelu byla vypočtena h-statistika, která má hodnotu -0,288423.

H-statistika vypočtená v absolutní hodnotě je nižší než kritická hodnota ($0,288 < 1,96$) a lze přijmout H_0 , tzn. že autokorelace 1. řádu není významná. Pro ověření slouží obr. 3.5., ve kterém lze vyčíst, že hladina významnosti alfa 5 % (0,05) je menší než hodnota chí kvadrátu (0,7156).

Obr. 3.5: Durbinův modifikovaný asymptotický test

Durbin's alternative test for autocorrelation			
lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.133	1	0.7156
H0: no serial correlation			

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

V modelu fiskální politiky se tedy významná autokorelace prvního řádu nevyskytuje a model zachovává svou podobu:

$$\text{FP: } \Delta s_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta d_{t-1} + \beta_2 \cdot E y_t + \beta_3 \Delta s_{t-1} + \beta_4 \cdot \text{lag}3 u_t + \beta_5 \cdot \Delta i_t + \varepsilon_t. \quad (3.12)$$

3.6.3 Heteroskedasticita v modelu monetární politiky

Heteroskedasticita představuje měnící se rozptyl reziduí, přičemž dochází k porušení podmínky konečného a konstantního rozptylu náhodných složek při užití metody nejmenších čtverců. Opakem je homoskedasticita, kdy rozptyl náhodné složky je konstantní. K příčinám heteroskedasticity patří: (Hančlová, 2012)

- průřezová data nabývají podstatně rozdílných hodnot v jednom náhodném výběru,
- chybná specifikace modelu (špatná funkční forma)
- výskyt chyby měření dat, nevhodná transformace proměnných
- odlehlá pozorování

Pro analýzu heteroskedasticity se využívá grafická analýza nebo sofistikovanější testy (Whiteův test, Breusch-Pagan test,...). V případě grafické analýzy, která zachycuje vývoj čtverců standardizované reziduální složky v závislosti na vysvětlujících proměnných, jsou sledována dvě kritéria. Body musí být rozmístěny v konfidenčním intervalu $<0;1,96^2>$ a bez systematických změn (náhodné rozmístění).¹⁵

Proveden byl rovněž Whiteův parametrický test, který využívá pomocnou regresi měřící závislost mezi jednotlivými proměnnými na ostatní proměnné.

Stanovení hypotéz:

$H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_8 = \lambda_9 = 0$ (všechny koeficienty jsou současně rovny nule - homoskedasticita)

$H_1: \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \dots \neq \lambda_8 \neq \lambda_9 \neq 0$ (všechny koeficienty nejsou současně rovny nule – heteroskedasticita)

Při platnosti H_0 :

$$\chi^2_{\text{vyp}} = n \cdot R^2 - \chi^2(\text{df}), \text{ kde}$$

df – počet parametrů bez úrovně konstanty, tedy počet vysvětlujících proměnných v novém modelu

n – počet pozorování

R^2 – koeficient determinace v upraveném modelu

Rozhodovací pravidlo:

$$\chi^2_{\text{vyp}} = n \cdot R^2 > \chi^2_{\alpha}(\text{df}) \dots \text{zamítáme } H_0 \text{ na hladině významnosti } \alpha$$

¹⁵ Viz příloha č. 3 pro grafickou analýzu

Dle obr. č. 3.6 lze vyčíst, že vypočtená hodnota χ^2_{vyp} je nižší než kritická hodnota (25,796 > 40,113), tzn., že na hladině významnosti 5 % nezamítám H_0 , a v modelu se vyskytuje homoskedasticita.

Obr. 3.6: Kritická a vypočtená hodnota Whiteova testu

```
chi2vyp = 25.796705
chi2crit = 40.113272
pvalue = .52990415
```

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

3.6.4 Heteroskedasticita v modelu fiskální politiky

Opět je provedena grafická analýza vývoje reziduí (viz příloha č. 3).

Pro analýzu heteroskedasticity fiskálního modelu byl využit sofistikovanější test Breusch-Pagan, který ukazuje p-hodnotu 0,4874, která je větší než standardní hladina významnosti (0,05). Tzn., že H_0 není zamítnuta a v modelu se vyskytuje homoskedasticita. Ověření problému hetero/homoskedasticity může záviset i na použitém testu a jeho specifikace.¹⁶

Obr. 3.7: Breusch-Pagan test

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of  $\Delta sSADT$ 

chi2(1)      =      0.48
Prob > chi2   =      0.4874
```

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

3.6.5 Multikolinearita v modelu monetární politiky

Multikolinearita znamená existenci vztahu lineární závislosti mezi vysvětlujícími proměnnými. Mezi příčiny multikolinearity např. patří nepatřičné uvedení zpožděných vysvětlujících proměnných do modelu, nevhodné využití umělých proměnných nebo stejná tendence trendu časových řad. Dopadem pak jsou pak zkreslené odhady parametrů. Pro testování multikolinearity lze využít mnoha metod, jakož jsou např. korelační matice pro zjištění párové korelace proměnných; vícenásobný koeficient korelace či míra korelovatelnosti pro zjištění síly multikolienarity. Korelace dvou vysvětlujících proměnných by měla být v absolutní hodnotě

¹⁶ Byl proveden i Whiteův test, který naopak zaznamenal mírnou heteroskedasticitu.

menší než 0,8, jinak lze předpokládat výskyt multikolinearity. Následující tabulka zaznamenává jednotlivé vztahy pro monetární model:

Tab. 3.10: Párové korelace vysvětlujících proměnných

	lag1Δn~T	eSADT	lag1ΔG~T	ΔreerS~T	ΔsSADT	lagΔiS~T
lag1ΔnSADT	1.0000					
eSADT	0.0640 0.6556	1.0000				
lag1ΔGBSADT	-0.0853 0.5516	0.2155 0.1289	1.0000			
ΔreerSADT	0.2328 0.1002	0.3656 0.0077	0.2290 0.1060	1.0000		
ΔsSADT	0.1294 0.3654	-0.0569 0.6887	0.0411 0.7745	-0.1544 0.2744	1.0000	
lagΔiSADT	-0.1221 0.3932	0.5002 0.0002	0.1797 0.2070	0.3265 0.0194	-0.1075 0.4527	1.0000

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Nyní bude provedena analýza pomocí vícenásobného koeficientu korelace, kdy budou vytvořeny nové pomocné modely (viz příloha č. 4), ve kterých budou vystupovat postupně jednotlivé vysvětlující proměnné jako vysvětlované proměnné. Jestliže koeficient determinace R^2 původního modelu je vyšší než u pomocného modelu, problém multikolinearity se nevyskytuje.

- R^2 původního modelu = 0,7953
- R^2 se zpožděnou hodnotou změny míry inflace jako vysvětlovanou proměnnou = 0,1422
- R^2 s mezerou výstupu jako vysvětlovanou proměnnou = 0,3039
- R^2 se zpožděnou hodnotou změny z výnosu vládního dluhopisu jako vysvětlovanou proměnnou = 0,1012
- R^2 se změnou reálného efektivního kurzu jako vysvětlovanou proměnnou = 0,2513
- R^2 se změnou salda státního rozpočtu jako vysvětlovanou proměnnou = 0,0527
- R^2 se zpožděnou změnou úrokové sazby jako vysvětlovanou proměnnou = 0,3225

Koeficient R^2 pomocných modelu není vyšší než původního modelu, tudíž lze předpokládat, že se v modelu multikolinearita nevyskytuje.

Testována je rovněž míra korelovatelnosti (neboli síla multikolinearity) pomocí faktoru změny variability (VIF) a míry tolerance (TOL), která představuje obrácenou hodnotu VIF. VIF představuje nárůst variability regresních koeficientů, a když je VIF větší než 10 anebo TOL menší než 0,1, vyskytuje se silná multikolinearita. Následující tabulka znázorňuje míru korelovatelnosti.

Tab. 3.11: Míra korelovatelnosti MP

Variable	VIF	1/VIF
lagΔiSADT	1.48	0.677508
eSADT	1.44	0.696139
ΔreerSADT	1.34	0.748678
lag1ΔnSADT	1.17	0.857823
lag1ΔGBSADT	1.11	0.898782
ΔsSADT	1.06	0.947348
Mean VIF	1.26	

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Jednotlivé hodnoty VIF a TOL v tab. 3. 11 splňují podmínky, tudíž neexistuje silná multikolinearita proměnných.

3.6.6 Multikolinearita v modelu fiskální politiky

Nyní je testována multikolinearita ve fiskálním modelu a opět je nejprve znázorněna korelační matice, ve které se zdají jednotlivé vztahy mezi vysvětlujícími proměnnými v pořádku.

Tab. 3.12: Párové korelace vysvětlujících proměnných

	lagΔdS~T	eSADT	lagΔsS~T	lag3uS~T	ΔiSADT
lagΔdSADT	1.0000				
eSADT	-0.1270 0.3746	1.0000			
lagΔsSADT	-0.0905 0.5277	-0.0094 0.9479	1.0000		
lag3uSADT	-0.0605 0.6796	-0.3293 0.0209	0.1168 0.4240	1.0000	
ΔiSADT	-0.1151 0.4212	0.3149 0.0230	0.1260 0.3784	0.3353 0.0185	1.0000

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Nyní následuje analýza prostřednictvím porovnání vícenásobných koeficientů korelace původního a nových pomocných modelů (viz. příloha č. 4).

- R^2 původního modelu = 0,4259
- R^2 se zpožděnou hodnotou změny vládního dluhu jako vysvětlovanou proměnnou = 0,0323
- R^2 s mezerou výstupu jako vysvětlovanou proměnnou = 0,4251
- R^2 se zpožděnou hodnotou změny salda státního rozpočtu jako vysvětlovanou proměnnou = 0,0532
- R^2 se zpožděnou hodnotou míry nezaměstnanosti jako vysvětlovanou proměnnou = 0,3792
- R^2 se změnou úrokové sazby jako vysvětlovanou proměnnou = 0,3873

R^2 původního modelu je vyšší než pomocných modelů, tudíž lze předpokládat, že se v modelu multikolinearita nevyskytuje.

Znázorněna je rovněž míra korelovatelnosti pomocí VIF a TOL (tab. 3.13) fiskálního modelu, ve které jsou podmínky splněny a silná multikolinearita proměnných neexistuje:

Tab. 3.13: Míra korelovatelnosti FP

Variable	VIF	1/VIF
$\Delta iSADT$	1.78	0.561641
$eSADT$	1.74	0.574948
$lag3uSADT$	1.61	0.620769
$lag\Delta sSADT$	1.06	0.946793
$lag\Delta dSADT$	1.03	0.967718
Mean VIF	1.44	

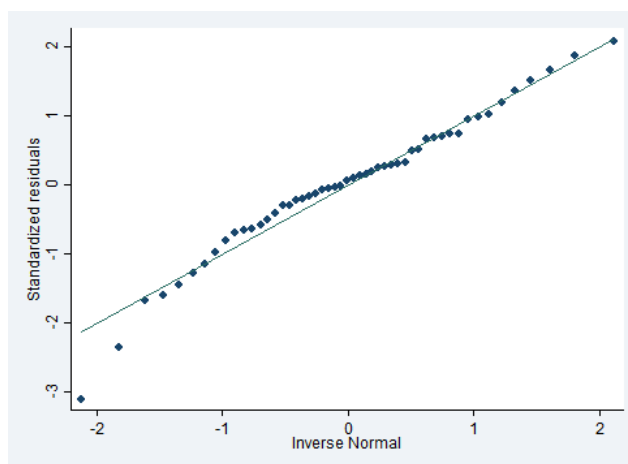
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

3.6.7 Testování normality reziduí monetárního modelu

Testování normality reziduí je dalším předpokladem vícenásobného regresního modelu, kdy náhodná složka pochází z normálního rozložení $N(0;1)$, tedy při střední hodnotě rovno nule a rozptylu rovno jedné. Vývoj standardizovaných reziduí by měl náležet v konfidenčním intervalu 95 %, tzn. v hodnotách od $(-1,96; 1,96)$. Porušením těchto předpokladů jsou opět regresní parametry nespolehlivé. Následující graf zobrazuje vývoj standardizovaných reziduí. Podle grafu lze předpokládat, že rezidua náleží z 95 % v konfidenčním intervalu, vše bude ověřeno ještě početním testem. (Hančlová, 2012)

Graf výběrové distribuční funkce reziduí (graf 3.32) porovnává teoretické (expected) a naměřené (observed) kvantily, přičemž blíží-li se body k přímce, lze předpokládat, že rezidua mají normální rozdělení. Dochází k vychýlení na začátku souboru. Ostatní grafy viz příloha č. 5.

Graf 3.32: Q-Q plot



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Ještě dochází k zobrazení sofistikovanějšího testu Jarque-Bera, který výpočetně ověřuje, jestli výběrová náhodná složka pochází z normálního rozdělení. Potvrzením nulové hypotézy je tento předpoklad splněn, výpočet JB testu je následný:

Jarque-Bera = $n \cdot [(s^2/6) + ((k-3)^2 / 24)] \sim \chi^2(2)$, kde:

n – počet pozorování; s – koeficient šikmosti; k – koeficient špičatosti.

Je-li vypočtená hodnota větší než kritická hodnota Jarque-Bera testu, dochází k zamítnutí H_0 . Vypočtená testovací hodnota Jarque-Bera testu (3,70) je nižší než kritická hodnota (5,99), tudíž nelze zamítnout nulovou hypotézu a výběrové rozdělení náhodné složky pochází z normálního rozdělení. Test je zachycen v následném obrázku. Stejný závěr je vysledován i pomocí získané p-hodnoty (0,0917), která je vyšší než standardní hladina významnosti (0,05).

Obr. 3 8: Jarque-Bera test

```
. display "JB test statistic =" j b
JB test statistic =3.7042659

. display "95% precentil chi2(2) =" chi2_krit
95% precentil chi2(2) = 5.9914645

. display "pvalue=" pvalue
pvalue=.05427354

. sktest resid_stan
```

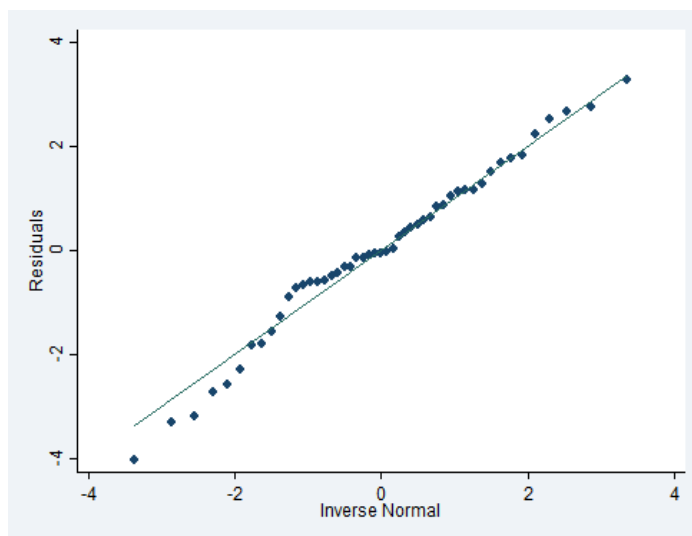
Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
resid_stan	51	0.1009	0.1468	4.78	0.0917

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

3.6.8 Testování normality reziduí fiskálního modelu

Pro fiskální model je opět provedena grafická analýzy (viz. příloha č. 5) a výpočetní Jarque-Bera test. Dle grafu výběrové distribuční funkce reziduí (graf 3.33) lze rovněž předpokládat, že rezidua mají normální rozdělení.

Graf 3.33: Q-Q plot



Prostřednictvím Jarque-Bera testu je potvrzena grafická analýza. Vypočtená hodnota Jarque-Bera testu (0,97) je menší než kritická hodnota (5,99) a lze přijmout H_0 , tzn., že výběrové rozdělení náhodné složky pochází z normálního rozdělení. To zjištění potvrzuje i p-hodnota ($0,5375 > 0,05$).

Tab. 3.14: Jarque-Bera test

```
. display "JB test statistic =" jb
JB test statistic =.97172532

. display "95% percentil chi2(2) =" chi2_krit
95% percentil chi2(2) = 5.9914645

. display " pvalue =" pvalue
pvalue =.32425027

. sktest residua
```

Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
residua	49	0.2865	0.8187	1.24	0.5375

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

3.6.9 Testování specifikace monetárního a fiskálního modelu

Prostřednictvím testování specifikace modelu dochází k ověření, zda model neobsahuje určité specifikační chyby, tzn., jestli například nechybí v modelu nějaká podstatná vysvětlující proměnná nebo naopak nějaká nadbývá nebo je definována špatná funkční forma modelu. Testování chybné specifikace modelu je provedeno pomocí Ramseyho RESET testu, kdy do původního regresního modelu jsou přidány dvě predikované vysvětlované proměnné, které jsou postupně umocněny na druhou a třetí mocninu (Y^2 , Y^3).

H_0 : model je správně specifikován,

H_1 : model je nesprávně specifikován.

Po upravení modelu se vypočtená hodnota testového kritéria získá následovně:

$F_{\text{vyp}} = ((R^2_{\text{new}} - R^2_{\text{old}})/df_1) / ((1 - R^2_{\text{new}})/df_2)^{17}$, kde:

- R^2_{new} a R^2_{old} jsou koeficienty determinace nového a starého modelu,
- Df_1 je počet nově zařazených proměnných,
- Df_2 je rozdíl mezi počtem pozorování a počtem koeficientů v novém modelu (včetně úrovně konstanty).

Když je vypočtená hodnota testového kritéria vyšší než kritická hodnota, poté dochází k zamítnutí nulové hypotézy na standardní hladině významnosti.

Obr. č. 3.8 představuje Ramseyho RESET test pro fiskální model. Výsledná p-hodnota (0,6436) testu je vyšší než standardní hladina významnosti (0,05), tudíž nelze zamítnout nulovou hypotézu a lze předpokládat, že model je správně specifikován. Ramseyho RESET test byl i

¹⁷ Hančlová (2012)

„ručně“ vypočten. Vypočtená hodnota testového kritéria (1,5311) byla nižší než kritická hodnota (3,2256) a je dosaženo stejného závěru.¹⁸

Obr. 3.9: Ramsey RESET test pro fiskální model

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of  $\Delta sSADT$ 
Ho: model has no omitted variables
      F(3, 42) =      0.56
      Prob > F =      0.6436
```

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Pro monetární model je p-hodnota (0,0325) nižší než standardní hladina významnosti (0,05), a proto nulová hypotéza nemůže být přijata a lze předpokládat, že model je nesprávně specifikován. Vypočtená hodnota Ramseyho RESET testu (3,3552) byla vyšší než kritická hodnota (3,2199) a je dosaženo stejného závěru.^{19,20}

Obr. 3.10: Ramsey RESET test pro monetární model

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of  $\Delta iSADT$ 
Ho: model has no omitted variables
      F(3, 41) =      3.22
      Prob > F =      0.0325
```

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

¹⁸ $F_{\text{vyp}} = ((0,4658 - 0,4259)/2) / ((1 - 0,4658)/41) = 1,5311$; $\text{FINV}(0,05;2;41) = 3,2256$

¹⁹ $F_{\text{vyp}} = ((0,8235 - 0,7953)/2) / ((1 - 0,8235)/42) = 3,3552$; $\text{FINV}(0,05;2;42) = 3,2199$

²⁰ Test specifikace byl proveden i pro další typy monetárního modelu, ale i ty vyšly jako nesprávně specifikované.

4. Odhad modelu a zhodnocení výsledků

V důsledku nesplnění jednotlivých předpokladů lineárního regresního modelu (metody nejmenších čtverců) bylo v rámci ekonometrické verifikace nutné upravit modely. Ve fiskálním modelu (reakční funkci) byla na základě křížové korelace před ekonometrickou verifikací posunuta míra nezaměstnanosti o tři období, což sice vedlo ke ztrátě tří pozorování (čtvrtletí) a lehkému „zhoršení“ modelu, ale byl odstraněn problém vysoké multikolinearity mezi mírou nezaměstnanosti a mezerou výstupu. V monetárním modelu (reakční funkci) byla rovněž před ekonometrickou verifikací posunuta změna míry inflace a výnosu z desetiletého vládního dluhopisu o jedno období a některé proměnné se tímto krokem staly statisticky významné na standardní hladině významnosti. V monetárním modelu byla navíc ještě přidána zpožděná hodnota změny úrokové míry (vysvětlovaná proměnná), čímž byl odstraněn problém autokorelace, který model před úpravou obsahoval. Nicméně monetární model vyšel jako nesprávně specifikovaný, tzn. že v modelu např. chybí nějaká podstatná vysvětlující proměnná nebo je zahrnuta nějaká nepodstatná vysvětlující proměnná, nebo pravděpodobně je definovaná špatná funkční forma modelu. Testování specifikace modelu bylo vyzkoušeno na různé typy monetárního modelu, kdy postupně některé vysvětlující proměnné byly vyřazovány či jinak upraveny, ale nakonec vždy specifikace modelu vyšla jako nesprávná. Vliv na špatnou specifikaci modelu mohou mít i samotná data a jiná metodika napříč jednotlivými databázemi. I přes vědomí špatné specifikace bude pokračováno v interpretaci monetárního modelu.

Po odstranění jednotlivých problémů byly získány nejlepší odhady fiskální a monetární reakční funkce s následující podobou:

$$\text{MP: } \Delta i_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta \pi_{t-1} + \beta_2 \cdot E y_t + \beta_3 \cdot \Delta \text{GB}_{t-1} + \beta_4 \cdot \Delta \text{reer}_t + \beta_5 \cdot \Delta s_t + \beta_6 \cdot \Delta i_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (4.1)$$

$$\text{FP: } \Delta s_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta d_{t-1} + \beta_2 \cdot E y_t + \beta_3 \cdot \Delta s_{t-1} + \beta_4 \cdot u_{t-3} + \beta_5 \cdot \Delta i_t + \varepsilon_t. \quad (4.2)$$

V tab. č. 4.1 je zachycen výsledný monetární model, jehož koeficient determinace R^2 nabývá hodnot 0,7953, což naznačuje, že vysvětlovaná proměnná změna 2T repo sazby je ze 79,53 % vysvětlena prostřednictvím vysvětlujících proměnných (zbytek představuje náhodná složka). Regresní parametry jsou staticky významné na standardní hladině významnosti (5 %) kromě úrovnové konstanty. Hodnota F-testu činí 28,49 a počet pozorování je 51.

Tab. 4.1: Monetární model

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	51
Model	2.22049965	6	.370083275	F(6, 44)	=	28.49
Residual	.571464368	44	.012987827	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7953
				Adj R-squared	=	0.7674
Total	2.79196402	50	.05583928	Root MSE	=	.11396

$\Delta iSADT$	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lag1 $\Delta nSADT$	10.08424	2.517203	4.01	0.000	5.011155	15.15733
eSADT	-.0199795	.0098221	-2.03	0.048	-.0397747	-.0001843
lag1 $\Delta GBSADT$.1419545	.0529922	2.68	0.010	.0351557	.2487533
$\Delta reerSADT$.0346113	.0100764	3.43	0.001	.0143036	.054919
$\Delta sSADT$.0362362	.0069318	5.23	0.000	.0222662	.0502063
lag $\Delta iSADT$.6874404	.0828519	8.30	0.000	.5204634	.8544174
_cons	-.0125698	.0178585	-0.70	0.485	-.0485612	.0234216

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Dosazením jednotlivých hodnot regresních parametrů je získán následný odhad tvaru reakční funkce monetární politiky:

$$MP: \quad \Delta i_t = -0,012 + 10,08 \cdot \Delta \pi_{t-1} - 0,019 \cdot E y_t + 0,142 \cdot \Delta GB_{t-1} + 0,034 \cdot \Delta reer_t + 0,036 \cdot \Delta s_t + 0,687 \cdot \Delta i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

Zaměřením se na znaménka jednotlivých parametrů dojde ke zhodnocení vztahů (vazeb), které byly stanoveny na začátku práce:

Parametr (β_1) proměnné zpožděné změny míry inflace vykazuje správné znaménko a je statisticky signifikantní. Tzn. že při zvýšení míry inflace dochází i ke zvýšení úrokové sazby. Nicméně hodnota tohoto parametru v modelu vychází ekonomicky nevhodně interpretovatelná, jelikož zvýšením změny zpožděné míry inflace o 1 p. b. by došlo ke zvýšení úrokové sazby přibližně o 10 p. b. v následujícím období, což je v praxi nereálné. Pravděpodobnou příčinou je skutečnost, že téměř polovina pozorování časové řady úrokové sazby obsahuje nulovou hodnotu (tzn. že centrální banka v jednotlivých čtvrtletích neměnila (neregulovala) úrokovou sazbu a její změna byla nulová, hlavně po období finanční krize). Proto nejspíše došlo k tomuto zkreslení, jelikož každá výrazná odchylka od 0 poté ovlivnila značně celkový výsledek.²¹ S mírou inflace rovněž souvisí i parametr (β_3), který představuje zpožděnou hodnotu výnosu

²¹ Po zpětné úvaze by bylo nejspíše vhodnější použít index spotřebitelských cen ČR z databáze ČSÚ než harmonizovaný index spotřebitelských cen z databáze eurostatu. Tato chyba mohla vzniknout i v důsledku rozdílné metodiky při zpracování dat, ale jelikož je poměrně velká, je to nepravděpodobné.

z desetiletého vládního dluhopisu reprezentující dlouhodobou očekávanou míru inflace. Vazba je opět kladná a znamená, že dochází-li k růstu očekávání ohledně dlouhodobé míry inflace, banka reaguje zvyšováním úrokové sazby. Z modelu vychází, že došlo-li by ke zvýšení zpožděné změny výnosu z desetiletého vládního dluhopisu o 1 p. b., úroková míra by v následujícím období měla růst o 0,14 p. b. Centrální banka tak reaguje stabilizačně na současný i dlouhodobý vývoj inflačních očekávání.

Na pomezí statistické významnosti je proměnná meze výstupu, kde není potvrzena předpokládaná vazba. Hodnota parametru (β_2) naznačuje, že centrální banka se chová procyklicky, jelikož při kladné meze výstupu má zvyšovat úrokovou sazbu a provádět restriktivní politiku, kdežto hodnota parametru značí, že ČNB snižuje úrokovou sazbu přibližně o - 0,02 p. b. a provádí expanzivní politiku. V praxi by byl ovšem tento pokles úrokové sazby takřka zanedbatelný, navíc hodnota parametru se velice blíží nulové (kladné) hodnotě a je na pomezí statistické významnosti. Další proměnná změna reálného efektivního kurzu je statisticky významná a vazba ukazuje opačný vztah než předpokládaný. Kladná hodnota parametru (β_4) představuje, že centrální banka na zhodnocení reálného měnového kurzu reaguje zvýšením úrokové sazby o 0,03 p. b. a místo expanzivní politiky provádí restrikcí. U zpožděné změny úrokové sazby vychází signifikantní hodnota parametru (β_6), což indikuje, že se nástroj centrální banky přizpůsobuje (mění) v průběhu více období. Lze ale předpokládat, že úroková sazba, jako rychle se měnící nástroj centrální banky, je schopna se přizpůsobit během současného období (v případě modelu během jednoho čtvrtletí).

Poslední nejdůležitější proměnnou je statisticky významná proměnná změna salda státního rozpočtu, kdy kladná hodnota parametru (β_5) znamená, že dochází ke kooperaci politik. Tzn. že obě provádějí současně expanzivní či restriktivní hospodářskou politiku.

V tab. č. 4.2 je poté zachycen výsledný fiskální model (reakční funkce), jehož koeficient determinace R^2 činí 0,4259. Tzn., že 42,6 % vysvětlované proměnné (změny salda státního rozpočtu na HDP) je vysvětleno nezávislými proměnnými. Statisticky významné parametry na standardní hladině významnosti jsou pouze zpožděná hodnota změny salda státního rozpočtu a proměnná reprezentující monetární politiku. Hodnota F-testu je 6,38 a počet pozorování je 49. Model vyšel jako správně specifikovaný. Po dosažení dílčích hodnot regresních parametrů je zachycen následný odhad reakční funkce fiskální politiky:

$$\text{FP: } \Delta s_t = 0,409 - 5,91\text{E-}06 \cdot \Delta d_{t-1} - 0,214 \cdot E y_t - 0,545 \cdot \Delta s_{t-1} + 0,003 \cdot u_{t-3} + 4,243 \cdot \Delta i_t + \varepsilon_t. \quad (4.4)$$

Nyní opět dojde k zhodnocení jednotlivých znamének parametrů, a tak i očekávaných vazeb vysvětlovaných proměnných na fiskální saldo vlády.

Tab. 4.2: Fiskální model

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	49
Model	95.39856	5	19.079712	F(5, 43)	=	6.38
Residual	128.589464	43	2.99045264	Prob > F	=	0.0002
				R-squared	=	0.4259
				Adj R-squared	=	0.3592
Total	223.988024	48	4.66641716	Root MSE	=	1.7293

$\Delta sSADT$	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lag $\Delta dSADT$	-5.91e-06	7.28e-06	-0.81	0.421	-.0000206 8.77e-06
eSADT	-.2142048	.1752786	-1.22	0.228	-.5676878 .1392782
lag $\Delta sSADT$	-.5456162	.110389	-4.94	0.000	-.7682369 -.3229955
lag3uSADT	.0037856	.286684	0.01	0.990	-.5743678 .581939
$\Delta iSADT$	4.243809	1.403535	3.02	0.004	1.413312 7.074306
_cons	.4099364	1.935934	0.21	0.833	-3.494246 4.314119

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Hodnota parametru (β_1) u zpožděné změny vládního dluhu vykazuje záporné znaménko, což je v rozporu s očekáváním. To znamená, že vláda při růstu zadluženosti v předešlém období reaguje v následujícím období dalším zhoršováním (navyšování) fiskálního salda. Vysvětlením by mohl být dlouhodobý fiskální deficit v daném sledovaném období a opět navyšování deficitu v potřebách finanční krize. Vláda tak působí destabilizačně na celkový vládní dluh. Nicméně je tato proměnná statisticky nevýznamná. Záporná hodnota parametru (β_2) proměnné mezery výstupu, naznačuje, že se i vláda chová procyklicky a reaguje stejně na mezeru výstupu jako centrální banka. Tzn. že vláda provádí restriktivní politiku a snižuje saldo (o -0,21 p. b.) namísto expanzivní politiky při záporné mezeře výstupu. Vláda se tak nejspíše snaží v době poklesu ekonomické činnosti a poklesu příjmů do rozpočtu nezvyšovat vládní výdaje, a tím i vládní deficit. Opět je ale tato proměnná statisticky nesignifikantní.

Další proměnnou je zpožděná hodnota salda státního rozpočtu, která je statisticky významná a v souladu s očekáváním. Statistická signifikance parametru (β_3) proměnné indikuje, že k přizpůsobení fiskální politiky (změny nástroje) dochází v průběhu více období. Přizpůsobení nástroje fiskální politiky nenastává v průběhu jednoho období, ale přibližně z jedné poloviny (-0,54 p. b.) přechází ještě z minulého období. Následující proměnná zpožděná míra nezaměstnanosti vykazuje znaménko parametru (β_4) v rozporu s očekáváním, ale opět je silně statisticky nevýznamná. Vláda se nechová stabilizačně a při zvýšení míry nezaměstnanosti snižuje (o 0,003 p. b.) fiskální saldo namísto zvyšování vládních výdajů pro vytváření nových

pracovních míst a na dávky v podpoře nezaměstnanosti. Hodnota parametru je ale opět velice nízká, a jak bylo zmíněno, statisticky nevýznamná.

Poslední proměnnou je opět reprezentant monetární politiky úroková sazba, kdy statisticky významná kladná hodnota parametru (β_5) nasvědčuje, že obě hospodářské politiky jdou stejným směrem, tzn. že fiskální autorita reaguje na monetární restrikcí (zvyšování úrokových sazeb) snižováním fiskálního deficitu a naopak. Zvýšená hodnota parametru (4,24) je patrně způsobena nízkou průměrnou hodnotou 2T reposazby v celém období, opět v důsledku většího počtu nulových hodnot (nulových změn úrokové sazby) v její časové řadě. Lze tedy předpokládat, že politiky se vzájemně doplňují a pohybují se ve stejném cyklickém směru. Následující tabulka rekapituluje jednotlivé očekávané a výsledné vazby obou modelů:

Tab. 4.3: Očekávaná a výsledná vazba v modelu monetární a fiskální politiky

Proměnná monetární politiky Δi_t			Proměnná fiskální politiky Δs_t		
Proměnná	Očekávaná vazba	Výsledná vazba	Proměnná	Očekávaná vazba	Výsledná vazba
$\Delta \pi_t$	+	+	Δd_{t-1}	+	-
$E y_t$	+	-	$E y_t$	+	-
Δg_{t-1}	-	+	Δs_{t-1}	-	-
ΔGB_t	+	+	u_t	-	+
Δs_t	+ / -	+	Δi_t	+ / -	+

Zdroj: Janků, Kappel a Kučerová (2014), vlastní výpočty

Pozn.: znak * za znaménky znázorňuje standardní statistickou významnost 5 %, jinak je proměnná statisticky nevýznamná; u proměnné mezery výstupu v modelu MP je statistická významnost na pomezí.

Jak již bylo zmíněno, při použití herně-teoretického přístupu na podmínkách České republiky je předpokládána Stackelbergova rovnováha s centrální bankou vystupující jako vůdce. Česká národní banka je považována za vysoce nezávislou instituci a při nastavování svého nástroje nebere přílišné ohledy na vládu a snaží se prosadit svůj cíl cenové stability. Při aplikaci teorie her na výsledný model došlo k určitým shodným ale i neshodným závěrům. Fiskální a monetární autorita reagují shodně na změnu hodnoty nástroje druhé politiky, a navíc u obou vyšla tato reakce jako statisticky významná. Obě tedy jdou stejným směrem a provádějí shodně expanzivní či restriktivní hospodářskou politiku. Navíc statistická signifikance nástroje fiskální politiky v reakční funkci monetární politiky nasvědčuje tomu, že centrální banka vědomě reaguje na saldo státního rozpočtu, a tudíž by nepřijímala roli Stackelbergového vůdce. Obě instituce rovněž mají stejný pohled na mezeru výstupu a postavení ekonomiky v rámci

hospodářského cyklu, i přestože nevykazují očekávané proticyklické stabilizační chování (nicméně mezera výstupu vyšla ve fiskálním modelu jako statisticky nevýznamná a v monetárním modelu na rozmezí pěti procentní statistické významnosti). Ze stejného pohledu na postoj ekonomiky v rámci cyklu a vzájemné pozitivní interakce mezi oběma politikami lze tedy spíše uvažovat o Nashově rovnováze než o centrální bance jako Stackelbergový vůdce. Výsledná úroková míra i saldo státního rozpočtu by měly být celkově na o něco vyšší úrovni než v případě Stackelbergovy rovnováhy.

5. Závěr

Fiskální a monetární politika svými nástroji silně ovlivňují veškeré ekonomické a sociální prostředí státu, ale při snaze dosáhnout vlastních cílů se ovlivňují i navzájem, a v určitých situacích proto může mezi oběma institucemi nastat konflikt. Cílem této diplomové práce bylo zhodnotit vzájemnou interakci hospodářských politik v podmínkách České republiky prostřednictvím vícerozměrné regresní analýzy reakčních (účelových) funkcí obou autorit, kde jako hlavní vysvětlované proměnné figurují hospodářskopolitické nástroje obou institucí, které se objevují i jako vysvětlující proměnná v reakční funkci té druhé politiky. Takto provedená empirická analýza interakce fiskální a monetární politiky byla inspirována pracemi Řežábek (2011) a Janků, Kappel a Kučerová (2014), kteří pokládají teoretické základy interakce obou institucí z přístupu teorie her, která analyzuje různé rozhodovací situace zúčastněných subjektů snažících se prosadit svůj cíl. Teoretická východiska interakce fiskální a monetární politiky z pohledu teorie her byla představena v druhé kapitole, přičemž je v podmínkách České republiky předpokládáno, že centrální banka představuje roli vůdce, která při rozhodování formuluje svoji politiku jako první a vláda zastává roli následovníka, který se vůdci uzpůsobuje (tzv. Stackelbergova rovnováha sekvenčního (následného) rozhodování).

Samotná empirická analýza byla vymodelována ve třetí kapitole za pomoci programu Stata14 na datovém souboru od 1. čtvrtletí 2004 až do 4. čtvrtletí 2016. Po počáteční specifikaci modelu a jednotlivých úpravách, kdy byly některé proměnné posunuty o jedno či více období v důsledku předpokládané multikolinearity, byla provedena ekonometrická verifikace sloužící k ověření předpokladů lineárního regresního modelu. Zde v rámci odstranění autokorelace byla v modelu (reakční funkci) monetární politiky přidána zpožděná hodnota úrokové sazby. Fiskální model při konečném testování specifikace modelu vyšel jako správně specifikovaný, zatímco monetární model i přes veškeré úpravy jako nesprávně specifikovaný. I přes tuhle skutečnost došlo ve čtvrté kapitole ke zhodnocení výsledků.

Obě politiky při pohledu na pozici ekonomiky v rámci hospodářského cyklu reagují shodně expanzivní nebo restriktivní politikou, ale chovají se spíše procyklicky, i když toto zjištění bylo na pomezí standardní statistické významnosti. Fiskální i monetární politika ve svých reakčních funkcích reagují na hospodářský nástroj té druhé politiky, přičemž tato reakce vyšla jako statisticky významná. To znamená, že z pohledu teorie her lze spíše uvažovat o Nashově rovnováze, kdy rozhodnutí jedné hospodářskopolitické instituce nemá vliv na chování druhé instituce a při provádění hospodářských politik jsou ve vzájemné souhře.

Seznam použité literatury

- [1] BUTI, Marco, Jurgen von HAGEN and Carlos MARTINEZ-MONGAY. *The Behaviour of Fiscal Authorities: Stabilization, Growth and Institutions*. New York: Palgrave, 2002. ISBN 0-333-98495-1.
- [2] CORSETTI, Giancarlo, Luca DEDOLA, Marek JAROCINSKI, Bartosz MACKOWIAK and Sebastian SCHMIDT. *Macroeconomic Stabilization, Monetary-Fiscal Interactions, and Europe's Monetary Union*. ECB Working Paper. No. 1988, 2016. ISSN 1725-2806.
- [3] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Jak se vyvíjela dvoutýdenní repo sazba ČNB?* [online]. Praha: ČNB [cit. 4. 11. 2017]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/faq/jak_se_vyvijela_dvoutydenni_repo_sazba_cnb.html
- [4] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Používání ukazatele mezery výstupu v ČNB* [online]. Praha: ČNB, 2003 [cit. 17. 2. 2018]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2003/2003_rijen/boxy_a_pri_lohy/mp_zpinflace_prilohy_c_03_rijen_b1.html
- [5] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Reálný efektivní kurz koruny deflovaný cenovými indexy* [online]. Praha: ČNB, 2015 [cit. 19. 2. 2018]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/reer_cs.pdf
- [6] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o inflaci – IV/2017 – tabulky a grafy z textu* [online]. Praha: ČNB, 20. 10. 2017 [cit. 9. 11. 2017]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2017/2017_IV/zoi_2017_IV_grafy.html
- [7] EUROPEAN CENTRAL BANK. *Government Finance Statistics* [online databáze]. ECB [cit. 5. 11. 2017]. Dostupné z: https://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?SERIES_KEY=325.GFS.Q.N.CZ.W0.S13.S1.Z.B.B9.Z.Z.Z.XDC_R_B1GQ.Z.S.V.N.T
- [8] EUROSTAT. *Exchange rates: Industrial countries' effective Exchange rates – quarterly data* [online databáze]. Eurostat [cit. 8. 11. 2017]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=ert_eff_ic_q&lang=en

- [9] EUROSTAT. *Government finance statistics: Quarterly government debt* [online databáze]. Eurostat [cit. 6. 11. 2017]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=gov_10q_ggdebt&lang=en
- [10] EUROSTAT. *Interest rates: EMU convergence criterion series – monthly data* [online databáze]. Eurostat [cit. 5. 11. 2017]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=irt_lt_mcby_m
- [11] EUROSTAT. *Prices: Harmonised index of consumer prices (HICP) – monthly data* [online databáze]. Eurostat [cit. 8. 11. 2017]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=prc_hicp_manr&lang=en
- [12] EUROSTAT. *Unemployment by sex and age – quarterly average* [online databáze]. Eurostat [cit. 7. 11. 2017]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?wai=true&dataset=une_rt_q
- [13] HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.
- [14] JANKŮ, Jan, Stanislav KAPPEL a Zuzana KUČEROVÁ. *Interakce monetární a fiskální politiky zemí visegrádské skupiny*. Politická ekonomie. 2014, č. 4, s. 459-479. ISSN 0032-3233.
- [15] JUREČKA, Václav a kol. *Makroekonomie*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Grada Publishing, 2013. ISBN 978-80-247-4386-8.
- [16] JUREČKA, Václav a kol. *Mikroekonomie*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Grada Publishing, 2013b. ISBN 978-80-247-4385-1.
- [17] KEYNES, Maynard John. *Obecná teorie zaměstnanosti, úroku a peněz*. Praha: Československá akademie věd, 1963.
- [18] KLIKOVÁ, Christiana a Igor KOTLÁN. *Hospodářská politika*. 2., aktualiz. vyd. Ostrava: SOKRATES, 2006. ISBN 80-86572-37-4.
- [19] KOTLÁN, Igor a kol. *Aplikovaná hospodářská politika*. Ostrava: SOKRATES, 2001. ISBN 80-86572-01-3.
- [20] MINISTERSTVO FINANCÍ ČESKÉ REPUBLIKY. *Přehled státního rozpočtu* [online]. Praha: MF ČR, 2017 [cit. 16. 2. 2018]. Dostupné z: <https://monitor.statnipokladna.cz/2017/statni-rozpocet/>

- [21] MUNDELL, A. Robert. *The Appropriate Use of Monetary and Fiscal Policy for Internal and External Stability*. International Monetary Fund Staff Paper, 1962, Vol. 9, No. 1, pp. 70–79.
- [22] ŘEŽÁBEK, Pavel. *Interakce měnové a fiskální politiky a její dopad na makroekonomický vývoj ČR* [online prezentace]. Praha: Vysoká škola ekonomická v Praze, 2014 [cit. 4. 3. 2018]. Dostupné z: <http://khp.vse.cz/wp-content/uploads/2012/02/Interakce-měnové-a-fiskální-politiky.pdf>
- [23] ŘEŽÁBEK, Pavel. *Měnová politika a její interakce s politikou fiskální*. 1. vyd. Praha: Karolinum, 2011. ISBN 978-80-246-1894-4.
- [24] SARGENT, J. Thomas and Neal WALLACE. *Some Unpleasant Monetarist Arithmetic*. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review. 1981, Vol. 5, No. 3, pp. 1–17.
- [25] TOMŠÍK, Vladimír. *Some Insights into Monetary and Fiscal Policy Interactions in the Czech Republic. In Fiscal Policy, Public Debt and Monetary Policy in Emerging Market Economies*. BIS Papers. 2012, Vol. 67, pp. 161–171.

Seznam zkratek

ACF	Autokorelační graf reziduální složky
CB	Centrální banka
ČNB	Česká národní banka
ČR	Česká republika
ECB	Evropská centrální banka
ESS	Vysvětlený součet čtverců
FED	Federální rezervní systém
FP	Fiskální politika
HDP	Hrubý domácí produkt
MP	Monetární politika
PACF	Parciální graf reziduální složky
RSS	Reziduální součet čtverců
R^2	Koeficient determinace
SR	Státní rozpočet
TOL	Míra tolerance
VIF	Faktor změny variability

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byl seznámen s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- беру на ве́доміі, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 27. dubna 2018


.....
Marek Žingor

Seznam příloh

Příloha č. 1:	Vstupní data
Příloha č. 2:	Analýza křížové korelace
Příloha č. 3:	Grafická analýza testování heteroskedasticity
Příloha č. 4:	Analýza multikolinearity prostřednictvím pomocných modelů
Příloha č. 5:	Grafická analýza testování reziduální složky

Přílohy

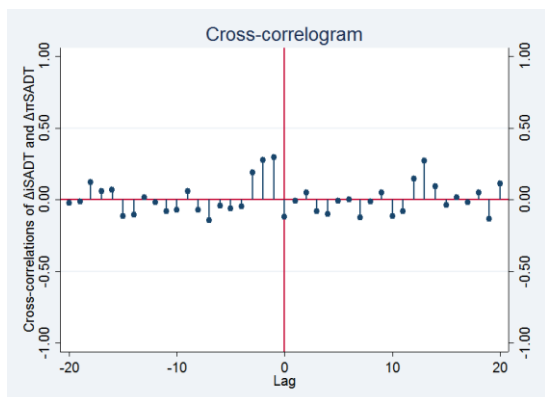
Příloha č. 1: Vstupní data

Období	Změna salda státního rozpočtu (v % k HDP)	Změna vládního dluhu v absolutních hodnotách (v mil Kč)	míra nezaměstnanosti (v %)	mezera výstupu (HP filtr, v %)	změna 2T REPO sazby (v %)	změna z výnosu desetiletého vládního dluhopisu (v %)	změna míry inflace (v %)	změna reálného efektivního měnového kurzu
kvartaly	Δs	Δd	u	E_y	Δi	ΔGB	$\Delta \pi$	Δreer
31.3.2004	6.643	66569	8.7	-3.5	0.00	0.03	0.010	-0.96
30.6.2004	-3.512	42748	8.2	-3.5	0.02	0.20	-0.009	1.41
30.9.2004	6.773	-2970	8.2	-2.8	0.33	0.21	-0.013	0.96
31.12.2004	-7.254	-27934	8.2	-2.1	0.16	-0.56	0.008	0.64
31.3.2005	3.135	17517	8.4	-1.6	-0.18	-0.81	0.003	2.70
30.6.2005	-3.082	12659	7.8	-0.9	-0.50	-0.24	0.002	-0.63
30.9.2005	4.410	4914	7.8	-0.7	-0.08	-0.18	-0.005	1.28
31.12.2005	-2.981	1459	7.8	-0.2	0.17	0.30	0.000	0.96
31.3.2006	0.551	18336	8.0	0.8	0.08	-0.15	0.007	2.34
30.6.2006	1.499	20680	7.1	1.5	0.00	0.47	-0.002	0.36
30.9.2006	1.195	18444	7.0	1.7	0.18	0.00	-0.007	0.44
31.12.2006	-2.747	5384	6.5	2.2	0.32	-0.09	-0.006	-0.49
31.3.2007	0.248	12403	6.0	2.8	0.00	0.05	0.021	0.50
30.6.2007	2.352	41779	5.3	3.2	0.08	0.30	-0.001	-0.61
30.9.2007	4.591	-9369	5.1	3.7	0.43	0.32	-0.011	1.51
31.12.2007	-6.882	36718	4.9	4.2	0.33	0.07	0.016	3.99
31.3.2008	-0.073	-12856	4.7	4.4	0.31	0.00	0.012	7.85
30.6.2008	2.557	60340	4.2	4.3	0.10	0.31	-0.023	1.80
30.9.2008	1.466	4016	4.3	3.4	-0.15	-0.30	-0.009	2.59
31.12.2008	-6.479	30635	4.4	1.6	-0.63	-0.15	-0.009	-3.79
31.3.2009	0.205	3866	5.8	-0.6	-1.03	0.25	0.025	-4.92
30.6.2009	2.326	121368	6.3	-2.1	-0.33	0.55	-0.016	2.22
30.9.2009	-3.438	30826	7.3	-2.5	-0.26	-0.08	-0.010	2.84
31.12.2009	-0.682	26185	7.3	-2.3	-0.14	-0.95	0.010	-1.85
31.3.2010	2.410	36115	8.1	-1.7	-0.21	-0.01	0.014	0.55
30.6.2010	2.796	26557	7.1	-1.0	-0.15	-0.14	-0.009	0.66
30.9.2010	-2.782	131469	7.1	-0.3	-0.10	-0.44	-0.006	2.53
31.12.2010	-0.904	-33040	6.9	0.2	0.00	0.01	0.005	-0.24
31.3.2011	1.759	34789	7.2	0.7	0.00	0.39	0.006	1.83
30.6.2011	2.793	9847	6.7	0.9	0.00	-0.12	-0.003	-0.21
30.9.2011	-0.831	43553	6.5	0.9	0.00	-0.51	-0.007	0.37
31.12.2011	-2.439	38138	6.4	0.7	0.00	0.11	0.010	-3.43
31.3.2012	0.807	108659	7.1	0.3	0.00	-0.16	0.013	1.98
30.6.2012	2.501	26232	6.7	-0.2	-0.01	-0.03	-0.019	-1.40
30.9.2012	-0.818	56990	7.0	-0.9	-0.24	-0.86	-0.007	0.04

31.12.2012	-7.480	7056	7.2	-1.5	-0.38	-0.42	0.003	-0.85
31.3.2013	5.964	39166	7.5	-2.1	-0.07	-0.04	0.014	-0.01
30.6.2013	2.515	-30603	6.8	-2.3	0.00	-0.11	-0.010	-1.33
30.9.2013	0.567	-21771	7.0	-2.2	0.00	0.47	-0.012	-0.28
31.12.2013	-0.657	48191	6.7	-1.9	0.00	-0.11	0.013	-3.44
31.3.2014	-2.747	-3186	6.8	-1.8	0.00	0.07	-0.003	-2.16
30.6.2014	3.013	-21180	6.0	-1.5	0.00	-0.54	-0.001	-0.55
30.9.2014	0.601	10647	5.9	-1.0	0.00	-0.40	-0.001	-0.43
31.12.2014	-3.546	-7595	5.7	-0.4	0.00	-0.48	-0.003	-0.22
31.3.2015	1.952	16055	6.0	0.3	0.00	-0.51	0.006	0.14
30.6.2015	2.512	-6907	4.9	0.8	0.00	0.26	0.006	0.23
30.9.2015	-0.154	-38	4.8	1.0	0.00	0.17	-0.015	1.27
31.12.2015	-3.356	8047	4.5	0.9	0.00	-0.28	-0.001	-0.38
31.3.2016	2.086	21238	4.4	0.7	0.00	-0.04	0.014	1.69
30.6.2016	2.893	-6881	3.9	0.6	0.00	-0.03	-0.002	-0.16
30.9.2016	-0.163	-38563	4.0	0.3	0.00	-0.14	-0.005	0.72
31.12.2016	-3.420	-57166	3.6	0.1	0.00	0.18	0.009	0.09

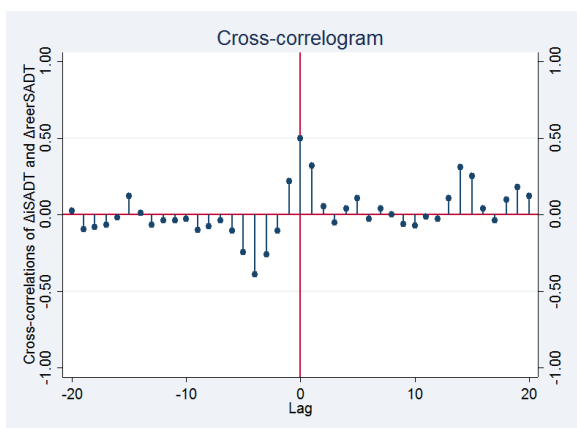
Příloha č. 2: Analýza křížové korelace

Graf 2.1: Křížová korelace mezi změnou úrokové sazby a změnou míry inflace



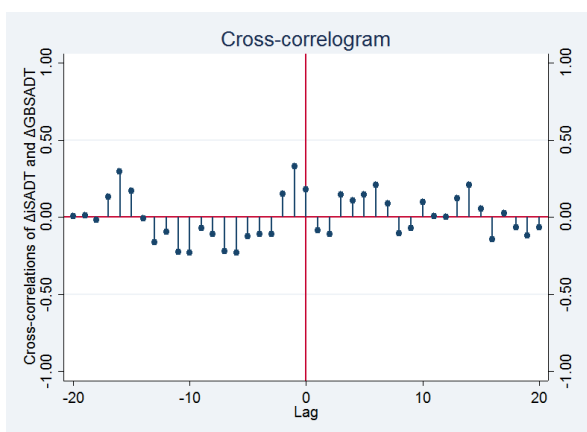
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 2.3: Křížová korelace mezi změnou úrokové sazby a změnou reálného efektivního kurzu



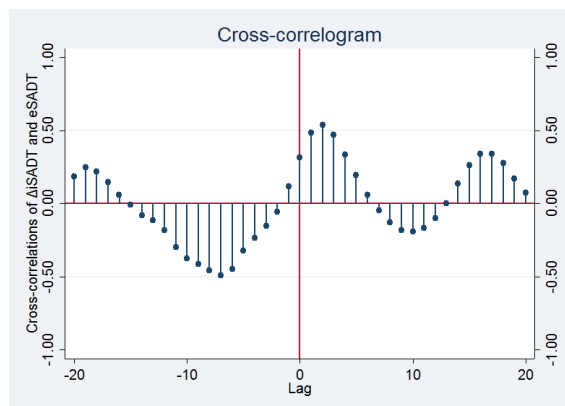
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 2.5: Křížová korelace mezi změnou úrokové sazby a změnou z výnosu desetiletého vládního dluhopisu



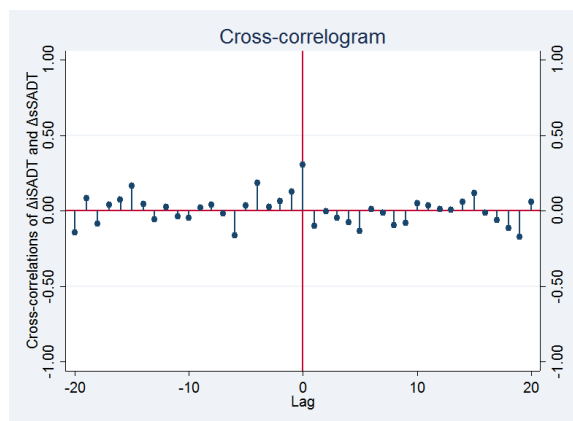
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 2.2: Křížová korelace mezi změnou úrokové sazby a mezerou výstupu



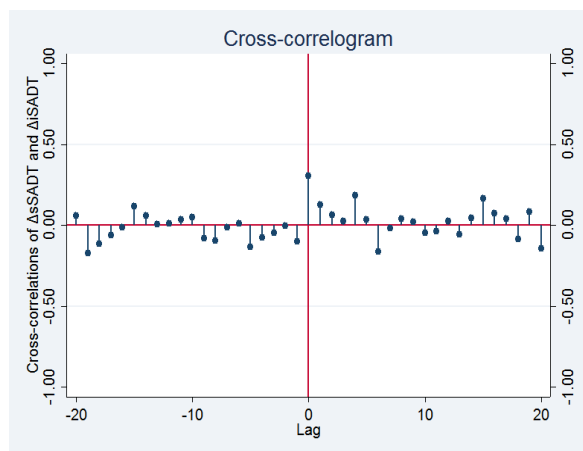
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 2.4: Křížová korelace mezi změnou úrokové sazby a změnou salda státního rozpočtu



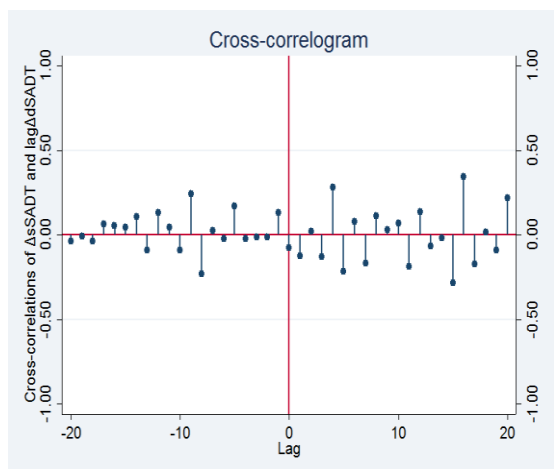
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 4: Křížová korelace mezi změnou salda státního rozpočtu a změnou úrokové sazby



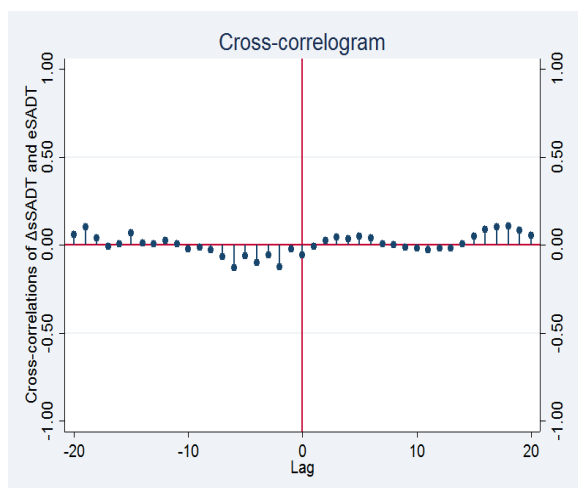
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 2.7: Křížová korelace mezi změnou salda státního rozpočtu a zpožděnou změnou vládního dluhu



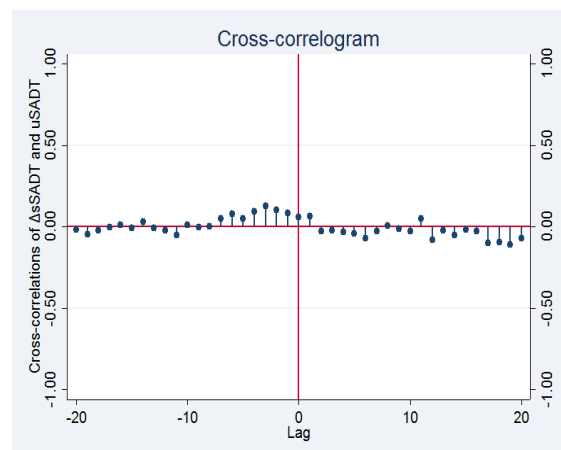
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 2.9: Křížová korelace mezi změnou salda státního rozpočtu a mezerou výstupu



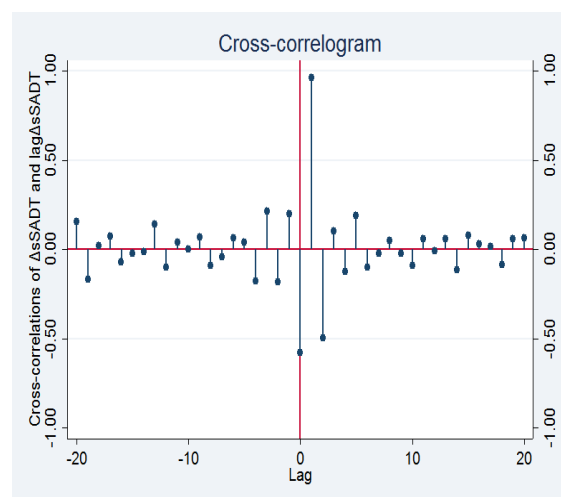
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 2.8: Křížová korelace změny salda státního rozpočtu a míry nezaměstnanosti



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

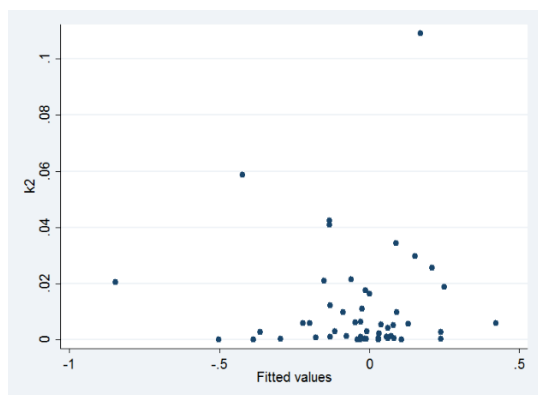
Graf 2.10: Křížová korelace změny salda SR a zpožděné změny salda SR



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

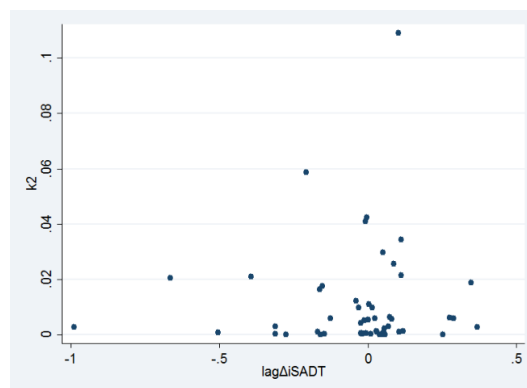
Příloha č. 3. Grafická analýza testování heteroskedasticity

Graf 3.1: Vývoj reziduí MP



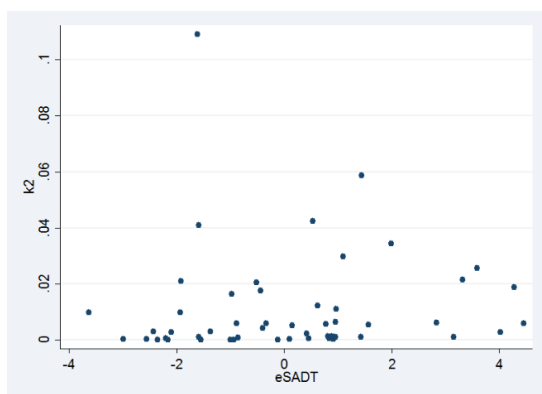
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.2: Vývoj reziduí úrokové sazby



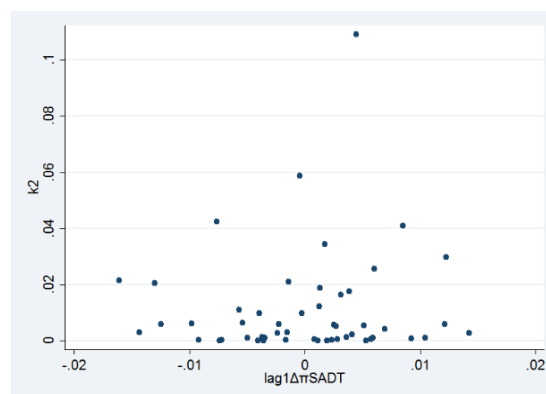
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.3: Vývoj reziduí mezery výstupu



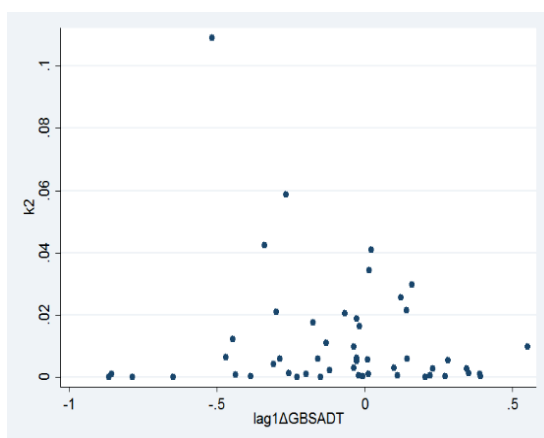
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.4: Vývoj reziduí míry inflace



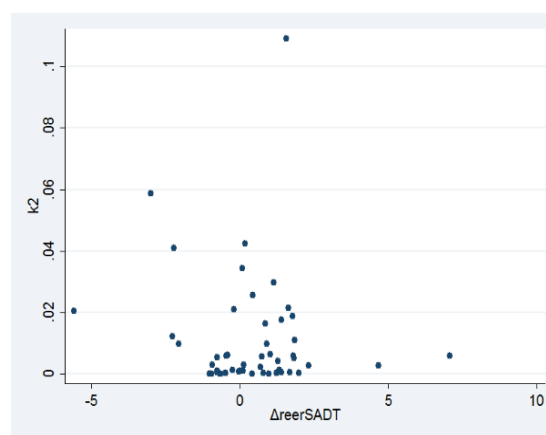
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.5: Vývoj reziduí změny z výnosu desetiletého vládního dluhopisu



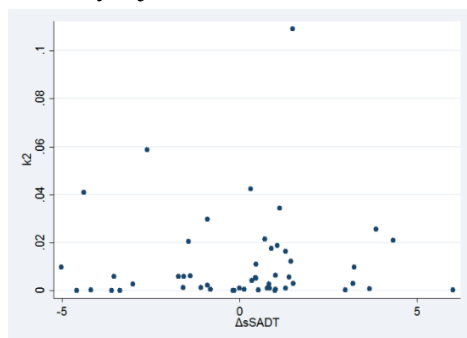
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.6: Vývoj reziduí reálného efektivního kurzu



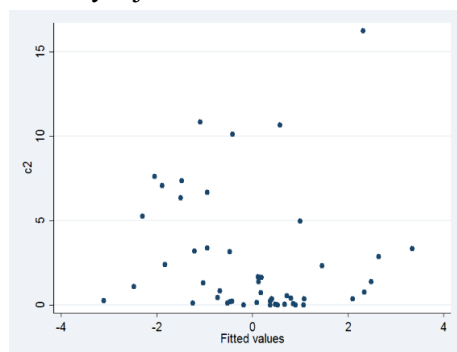
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.7: Vývoj reziduí salda SR



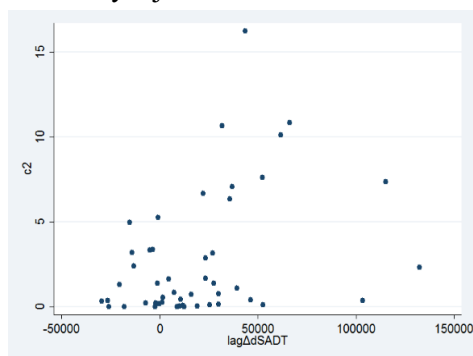
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.9: Vývoj reziduí FP



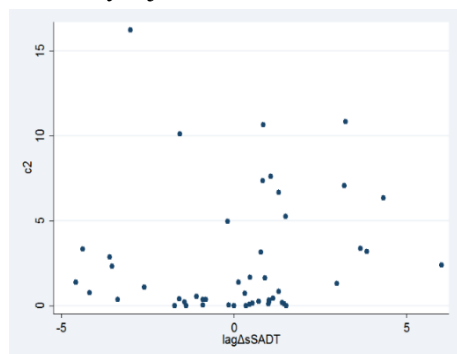
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.11: Vývoj reziduí vládního dluhu



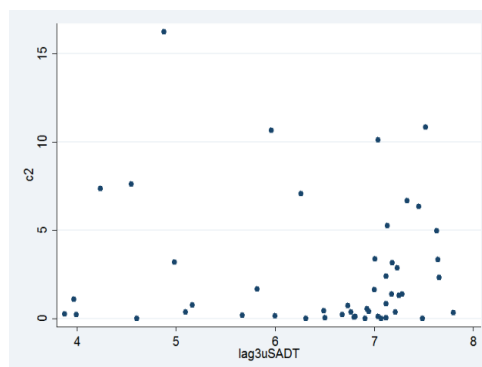
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.13: Vývoj reziduí salda SR



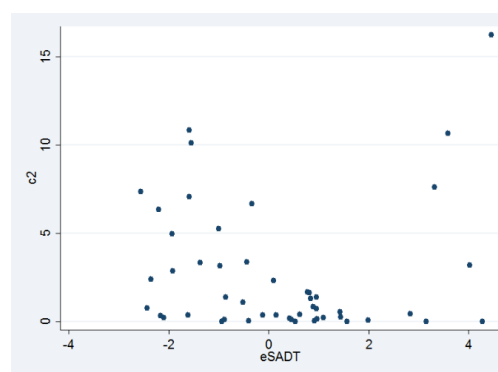
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.8: Vývoj reziduí míry nezaměstnanosti



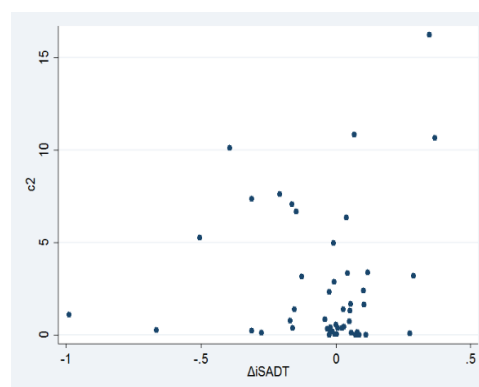
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.10: Vývoj reziduí mezery výstupu



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 3.12: Vývoj reziduí míry inflace



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Příloha č. 4: Analýza multikolinearity prostřednictvím pomocných modelů

Tab. 4.1: Zpožděná hodnota míry inflace jako vysvětlovaná proměnná

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	51
Model	.000339727	5	.000067945	F(5, 45)	=	1.49
Residual	.002049746	45	.00004555	Prob > F	=	0.2115
				R-squared	=	0.1422
				Adj R-squared	=	0.0469
Total	.002389473	50	.000047789	Root MSE	=	.00675

lag1ΔnSADT	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
eSADT	.000367	.0005791	0.63	0.529	-.0007994	.0015334
lag1ΔGBSADT	-.0031251	.0031035	-1.01	0.319	-.0093759	.0031256
ΔreerSADT	.0012127	.0005687	2.13	0.038	.0000673	.0023581
ΔsSADT	.0004131	.0004059	1.02	0.314	-.0004043	.0012306
lagΔiSADT	-.0069859	.0047948	-1.46	0.152	-.0166431	.0026713
_cons	-.0011144	.0010445	-1.07	0.292	-.0032181	.0009893

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Tab. 15: Mezera výstupu ve monetárním modelu jako vysvětlovaná proměnná

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	51
Model	58.7632332	5	11.7526466	F(5, 45)	=	3.93
Residual	134.625286	45	2.99167302	Prob > F	=	0.0049
				R-squared	=	0.3039
				Adj R-squared	=	0.2265
Total	193.388519	50	3.86777038	Root MSE	=	1.7296

eSADT	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lag1ΔGBSADT	.6434284	.7985285	0.81	0.425	-.9648905	2.251747
ΔreerSADT	.1597095	.1510665	1.06	0.296	-.1445539	.463973
ΔsSADT	.0518235	.10492	0.49	0.624	-.1594963	.2631432
lagΔiSADT	3.740177	1.127085	3.32	0.002	1.470112	6.010242
lag1ΔnSADT	24.10483	38.03448	0.63	0.529	-52.50054	100.7102
_cons	.2171285	.2691004	0.81	0.424	-.3248676	.7591245

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Tab. 4.3: Zpožděná hodnota změny z výnosu vládního dluhopisu jako vysvětlovaná proměnná

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	51
Model	.520855776	5	.104171155	F(5, 45)	=	1.01
Residual	4.62500376	45	.102777861	Prob > F	=	0.4209
				R-squared	=	0.1012
				Adj R-squared	=	0.0014
Total	5.14585953	50	.102917191	Root MSE	=	.32059

lag1ΔGBSADT	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ΔreerSADT	.0378223	.0277794	1.36	0.180	-.0181283	.0937728
ΔsSADT	.0114763	.0194244	0.59	0.558	-.0276464	.050599
lagΔiSADT	.0426107	.2329822	0.18	0.856	-.4266395	.5118609
lag1ΔnSADT	-7.051476	7.002628	-1.01	0.319	-21.15549	7.05254
eSADT	.0221048	.0274332	0.81	0.425	-.0331485	.077358
_cons	-.104187	.0477762	-2.18	0.034	-.2004132	-.0079608

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Tab. 4.4: Změna reálného efektivního kurzu jako vysvětlovaná proměnná

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	51
Model	42.9395815	5	8.5879163	F(5, 45)	=	3.02
Residual	127.91543	45	2.84256511	Prob > F	=	0.0196
				R-squared	=	0.2513
				Adj R-squared	=	0.1681
Total	170.855011	50	3.41710022	Root MSE	=	1.686

Δ reerSADT	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Δ sSADT	-.0987492	.1014867	-0.97	0.336	-.303154	.1056556
lag Δ iSADT	1.83002	1.194971	1.53	0.133	-.5767747	4.236815
lag1 Δ nSADT	75.67788	35.48971	2.13	0.038	4.197941	147.1578
eSADT	.1517495	.1435372	1.06	0.296	-.1373492	.4408481
lag1 Δ GBSADT	1.046064	.7683043	1.36	0.180	-.5013802	2.593508
_cons	.5559166	.2508657	2.22	0.032	.0506471	1.061186

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Tab. 4.5: Změna salda SR jako vysvětlovaná proměnná

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	51
Model	15.0228564	5	3.00457128	F(5, 45)	=	0.50
Residual	270.302023	45	6.00671161	Prob > F	=	0.7744
				R-squared	=	0.0527
				Adj R-squared	=	-0.0526
Total	285.324879	50	5.70649758	Root MSE	=	2.4509

Δ sSADT	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lag Δ iSADT	-.9557864	1.776068	-0.54	0.593	-4.532972	2.621399
lag1 Δ nSADT	54.4824	53.52106	1.02	0.314	-53.31454	162.2793
eSADT	.1040517	.2106595	0.49	0.624	-.3202383	.5283416
lag1 Δ GBSADT	.6707156	1.135231	0.59	0.558	-1.615758	2.957189
Δ reerSADT	-.20867	.2144547	-0.97	0.336	-.640604	.223264
_cons	.1328431	.3835453	0.35	0.731	-.6396568	.9053429

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Tab. 4.6: Zpožděná změna úrokové sazby jako vysvětlovaná proměnná

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	51
Model	.900608648	5	.18012173	F(5, 45)	=	4.28
Residual	1.89204496	45	.042045444	Prob > F	=	0.0029
				R-squared	=	0.3225
				Adj R-squared	=	0.2472
Total	2.79265361	50	.055853072	Root MSE	=	.20505

lag Δ iSADT	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lag1 Δ nSADT	-6.448406	4.425887	-1.46	0.152	-15.3626	2.465787
eSADT	.052565	.0158402	3.32	0.002	.0206612	.0844689
lag1 Δ GBSADT	.0174316	.0953108	0.18	0.856	-.1745342	.2093974
Δ reerSADT	.0270685	.0176753	1.53	0.133	-.0085313	.0626683
Δ sSADT	-.0066903	.012432	-0.54	0.593	-.0317296	.0183491
_cons	-.0519787	.0311836	-1.67	0.102	-.1147856	.0108283

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Tab. 4.7: Zpožděná hodnota změny vládního dluhu jako vysvětlovaná proměnná

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	49
Model	1.8830e+09	4	470761262	F(4, 44)	=	0.37
Residual	5.6448e+10	44	1.2829e+09	Prob > F	=	0.8308
				R-squared	=	0.0323
				Adj R-squared	=	-0.0557
Total	5.8331e+10	48	1.2152e+09	Root MSE	=	35818

lagΔdSADT	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
eSADT	-1845.296	3619.749	-0.51	0.613	-9140.42	5449.829
lagΔsSADT	-1604.405	2273.581	-0.71	0.484	-6186.506	2977.697
lag3uSADT	-2081.318	5929.589	-0.35	0.727	-14031.62	9868.984
ΔiSADT	-6467.909	29054.07	-0.22	0.825	-65022.54	52086.72
_cons	32520.57	39796.79	0.82	0.418	-47684.6	112725.7

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Tab. 4.8: Mezera výstupu ve fiskálním modelu jako vysvětlovaná proměnná

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	49
Model	71.9601891	4	17.9900473	F(4, 44)	=	8.13
Residual	97.3372617	44	2.21221049	Prob > F	=	0.0001
				R-squared	=	0.4251
				Adj R-squared	=	0.3728
Total	169.297451	48	3.52703023	Root MSE	=	1.4874

eSADT	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lagΔsSADT	-.0461645	.0946893	-0.49	0.628	-.2369982	.1446692
lag3uSADT	-.8929479	.2065848	-4.32	0.000	-1.309292	-.4766036
ΔiSADT	4.701616	.9771718	4.81	0.000	2.732256	6.670977
lagΔdSADT	-3.18e-06	6.24e-06	-0.51	0.613	-.0000158	9.40e-06
_cons	6.26541	1.37125	4.57	0.000	3.501838	9.028983

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Tab. 4.9: Zpožděná hodnota změny salda SR jako vysvětlovaná proměnná

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	49
Model	13.7910284	4	3.44775709	F(4, 44)	=	0.62
Residual	245.40595	44	5.57740796	Prob > F	=	0.6519
				R-squared	=	0.0532
				Adj R-squared	=	-0.0329
Total	259.196979	48	5.39993706	Root MSE	=	2.3617

lagΔsSADT	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lag3uSADT	.0193123	.3915067	0.05	0.961	-.7697177	.8083422
ΔiSADT	2.054366	1.891587	1.09	0.283	-1.757878	5.86661
lagΔdSADT	-6.98e-06	9.88e-06	-0.71	0.484	-.0000269	.0000129
eSADT	-.1163895	.2387299	-0.49	0.628	-.5975179	.3647389
_cons	.2524063	2.643585	0.10	0.924	-5.075389	5.580201

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Tab. 4.10: Změna úrokové sazby jako vysvětlovaná proměnná

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	49
Model	1.18484439	4	.296211098	F(4, 44)	=	8.59
Residual	1.51806624	44	.034501505	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.4384
				Adj R-squared	=	0.3873
Total	2.70291063	48	.056310638	Root MSE	=	.18575

$\Delta iSADT$	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lag $\Delta dSADT$	-1.74e-07	7.81e-07	-0.22	0.825	-1.75e-06	1.40e-06
eSADT	.0733261	.0152399	4.81	0.000	.0426121	.1040402
lag $\Delta sSADT$.0127082	.0117012	1.09	0.283	-.0108741	.0362905
lag3uSADT	.1095943	.0259854	4.22	0.000	.0572241	.1619645
_cons	-.7676625	.1727609	-4.44	0.000	-1.115839	-.4194857

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Tab. 4.11: Zpožděná hodnota míry nezaměstnanosti jako vysvětlovaná proměnná

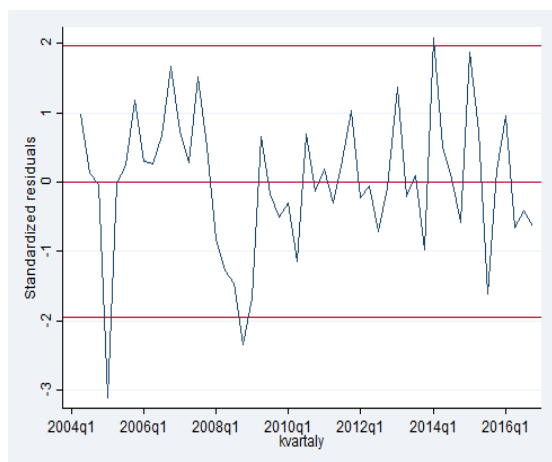
Source	SS	df	MS	Number of obs	=	49
Model	22.2281677	4	5.55704192	F(4, 44)	=	6.72
Residual	36.385635	44	.826946249	Prob > F	=	0.0003
				R-squared	=	0.3792
				Adj R-squared	=	0.3228
Total	58.6138026	48	1.22112089	Root MSE	=	.90937

lag3uSADT	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
$\Delta iSADT$	2.626802	.6228294	4.22	0.000	1.371572	3.882032
lag $\Delta dSADT$	-1.34e-06	3.82e-06	-0.35	0.727	-9.04e-06	6.36e-06
eSADT	-.3337928	.0772235	-4.32	0.000	-.4894264	-.1781592
lag $\Delta sSADT$.0028634	.0580476	0.05	0.961	-.1141238	.1198506
_cons	6.675449	.153693	43.43	0.000	6.365701	6.985197

Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

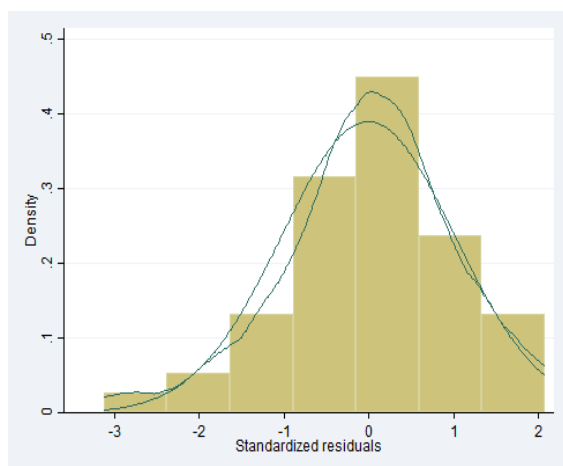
Příloha č. 5: Grafická analýza testování normality reziduální složky

Graf 5.1: Vývoj standardizovaných reziduí MP



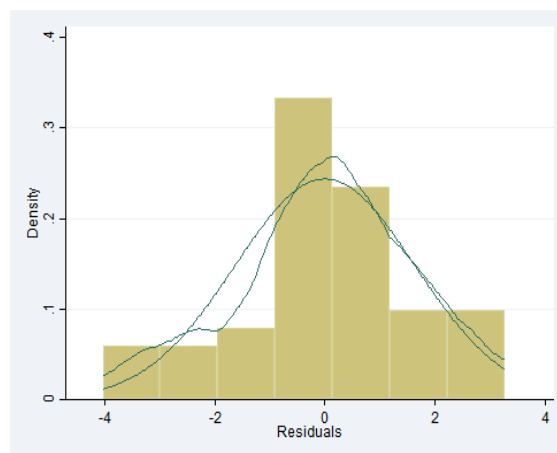
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 5.3: Histogram reziduí MP



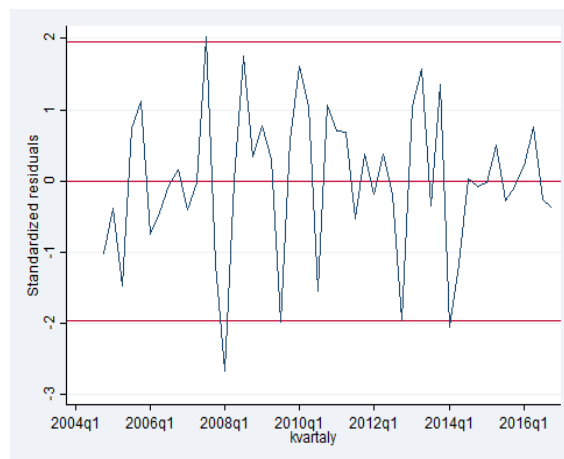
Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 5.2: Histogram reziduí FP



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty

Graf 5.4: Vývoj standardizovaných reziduí FP



Zdroj: Stata14, vlastní výpočty